U 377/347

И 377/347

ОПЫТЪ

О ЗАКОНАХЪ СМЕРТНОСТИ

ВЪ РОССІИ

И О РАСПРЕДѢЛЕНІИ ПРАВОСЛАВНАГО НАРОДОНАСЕЛЕНІЯ

ПО ВОЗРАСТАМЪ

В. Я. БУНЯКОВСКАГО,

ДѢЙСТВИТЕЛЬНАГО ЧЛЕНА ИМПЕРАТОРСКОЙ АКАДЕМІИ НАУКЪ.

(Съ тремя листами чертежей.)

САНКТПЕТЕРБУРГЪ.

ВЪ ТИПОГРАФІИ ИМПЕРАТОРСКОЙ АКАДЕМІИ НАУКЪ.

(В. О. 9 лин. № 12.)

1865.

Напечатано по распоряженію Императорской Академіи Наукъ. С.-Петербургъ, 3 декабря 1865 года.

Непремѣнный Секретарь *К. Веселовскій.*

Всесоюзная
БИБЛИОТЕКА
имени
В. И. ЛЕНИНА
19213-46

Несомнѣнное, и притомъ весьма замѣтное, возрастаніе народонаселенія Россіи въ теченіе послѣднихъ ста лѣтъ, независимо отъ территоріальныхъ ея пріобрѣтеній, естественно должно было бы возбудить вполнѣ основательное недовѣріе къ общепринятому мнѣнію о значительной смертности въ Имперіи. Однакожъ несовмѣстность сказанныхъ двухъ фактовъ, по видимому, ускользнула отъ вниманія нашихъ статистиковъ и нѣкоторыхъ математиковъ, занимавшихся этимъ предметомъ, ибо не вызвала съ ихъ стороны дальнѣйшаго разъясненія и развитія вопроса. Такимъ образомъ, давно укоренившіяся понятія о ненормальности законовъ смертности у насъ, оставались до сихъ поръ господствующими въ нашей и иностранной литературѣ.

Въ предлагаемомъ *Опытѣ* я имѣлъ въ виду подвергнуть важную для насъ задачу о *смертности въ Россіи* строго-научному разбору. Говорю *строгому*, потому что въ изслѣдованіяхъ я вездѣ со всею точностію придерживался указаній метрическихъ книгъ, и, безъ совер-

шенной необходимости, не позволялъ себѣ вводить въ выкладки какія либо предположенія, сколько бы они не казались правдоподобными. Съ другой стороны, тамъ, гдѣ могли встрѣтиться сомнѣнія или противорѣчія съ прежними воззрѣніями, я самъ старался обнаруживать и разъяснять ихъ, не считая себя въ правѣ ни въ какомъ случаѣ отступать отъ слѣдствій, вытекающихъ изъ моихъ вычисленій. Въ дѣлѣ науки, какъ и въ общественной жизни, есть своего рода добросовѣстность, строгое соблюденіе которой вселяетъ въ читателѣ довѣріе къ ученому труду.

Изысканія мои привели меня къ результатамъ относительно условій жизненности въ Россіи далеко не такимъ невыгоднымъ, какими они изображались въ сочиненіяхъ нашихъ статистиковъ. Исключительно-неблагопріятное положеніе наше относительно законовъ смертности, въ сравненіи съ другими европейскими народами, до сихъ поръ принимаемое за фактъ несомнѣнный, по моему мнѣнію есть просто научное недоразумѣніе, возникшее и державшееся единственно вслѣдствіе того, что занимавшіеся рѣшеніемъ этого вопроса недостаточно вникали въ его сущность.

Въ этомъ *Опытѣ* подробно объяснены нѣкоторые новые пріемы, употребленные мною при составленіи *таблицъ смертности*, отдѣльно для лицъ мужескаго и женскаго пола православнаго исповѣданія. Для рѣшенія

вопроса, еще нетронутаго у насъ, о вычисленіи *таблицъ народонаселенія*, распредѣленнаго по возрастамъ, я избралъ особенный путь, который, смѣю надѣяться, заслужитъ нѣкоторое вниманіе спеціалистовъ.

Въ *Приложеніяхъ*, заключающихъ въ себѣ сводъ главныхъ статистическихъ матеріаловъ, употребленныхъ въ текстѣ, помѣщена отдѣльная статья объ *интерполированіи таблицъ смертности*; можетъ быть предложенный въ ней способъ окажется не безполезнымъ для будущихъ составителей таблицъ смертности.

Оканчивая, не могу не изъявить желанія, чтобы трудъ мой вызвалъ болѣе обстоятельныя и точныя изслѣдованія о законахъ смертности въ Россіи, и, вмѣстѣ съ тѣмъ, послужилъ поводомъ къ умноженію и усовершенствованію собираемыхъ у насъ какъ метрическихъ, такъ и другихъ подобнаго рода свѣдѣній.

В. Буняковскій.

ОГЛАВЛЕНІЕ.

Стр.

Общія соображенія (§§ 1 — 10) 1

Отдѣлъ I. Таблицы смертности (§§ 11 — 27) 22

Таблица смертности мужескаго пола православнаго исповѣданія для Россіи 71

Таблица смертности женскаго пола православнаго исповѣданія для Россіи 86

Измѣненная таблица смертности женскаго пола православнаго исповѣданія для Россіи 88

Таблица смертности обоего пола православнаго исповѣданія въ Россіи 91

Отдѣлъ II. Таблицы народонаселенія (§§ 28 — 35) 93

Вспомогательная таблица для распредѣленія народонаселенія мужескаго пола по возрастамъ 116

Таблица народонаселенія мужескаго пола православнаго исповѣданія для Россіи 120

Таблица, изображающая распредѣленіе 10 000-го народонаселенія мужескаго пола православнаго исповѣданія въ Россіи. 124

Таблица для распредѣленія по возврастамъ 1 000 душъ въ Россіи, во Франціи и въ Бельгіи 126

Отдѣлъ III. Сравненіе нѣкоторыхъ результатовъ, получаемыхъ изъ русскихъ и иностранныхъ таблицъ смертности и народонаселенія (§§ 36 — 41) 129

Продолжительность вѣроятной жизни въ различныхъ возрастахъ по разнымъ таблицамъ смертности 131

Средняя жизнь по разнымъ таблицамъ смертности 134

Сравнительная таблица, показывающая сколько, изъ 1000 пятилѣтнихъ дѣтей мужескаго пола, доживаетъ до послѣдовательныхъ возрастовъ 137

Заключеніе 159

Приложенія. Стр.

Интерполированіе таблицъ смертности 167

Дополненіе къ §§ 14 и 19 179

Таблица I. Число родившихся и умершихъ въ Россійской Имперіи, муж. и женск. пола, православнаго исповѣданія, съ 1796 по 1862 годъ 181

Таблица II. Число умершихъ въ Россійской Имперіи лицъ, муж. и женск. пола, правосл. исповѣд., съ показаніемъ ихъ лѣтъ, за 1862 годъ 183

Таблица III. Смертность мужескаго пола въ Россіи по Карлу Герману 184

Таблица IV. Смертность мужескаго пола въ Россіи по Зернову.. 184

Таблица V. Смертность мужескаго пола въ Россіи по Бруну 185

Таблица VI. Смертность обоего пола въ Германіи по Зюсмильху и Бауману 186

Таблица VII. Смертность обоего пола во Франціи по Дювиллару. 187

Таблица VIII. Смертность каждаго пола отдѣльно во Франціи по Демонферрану 188

Таблица IX. Смертность каждаго пола отдѣльно въ Швеціи по Варгентину 190

Таблица X. Смертность обоего пола и каждаго пола отдѣльно въ Бельгіи по Кетле 192

Таблица XI. Смертность обоего пола въ Англіи по Фарру 194

Таблица XII. Составъ народонаселенія для каждаго возраста во Франціи на 34 860 387 жителей и 970 000 рожденій обоего пола 195

ОБЩІЯ СООБРАЖЕНІЯ.

§ 1. Основательное изслѣдованіе началъ, управляющихъ смертностію и распредѣленіемъ народонаселенія по возрастамъ, имѣетъ для всякаго государства особенно важное значеніе. Чѣмъ точнѣе опредѣлены элементы вѣроятностей жизни человѣческой, свойственные странѣ, тѣмъ надежнѣе будутъ заключенія о производительной ея силѣ. Кромѣ того, достовѣрные статистическіе факты, относящіеся къ движенію народонаселенія, критически обработанные, и приведенные въ стройную систему, доставляютъ драгоцѣнныя указанія, необходимыя для разъясненія вопросовъ какъ государственныхъ, касающихся разныхъ предметовъ благоустройства, такъ и тѣхъ, которые относятся къ страхованію пожизненныхъ доходовъ и разнаго рода выдачъ, къ учрежденію кассъ эмеритальныхъ, вдовьихъ и сиротскихъ, а равно къ уясненію разныхъ другихъ задачъ, находящихся въ связи съ законами человѣческой жизни, и въ высшей степени занимательныхъ для всѣхъ людей мыслящихъ.

Во Франціи, въ Англіи, въ Германіи, и преимущественно въ Бельгіи, такого рода статистическія данныя собираются съ большимъ тщаніемъ. Всѣ знаютъ, съ какою любовію къ дѣлу и съ какимъ успѣхомъ г. Кетле обработалъ для Бельгіи многочислен-

ные и разнообразные матеріалы, относящіеся къ вѣроятностямъ жизни человѣческой въ этомъ королевствѣ.

§ 2. Въ Россіи, начало метрическихъ книгъ, содержащихъ въ себѣ показанія о числѣ родившихся, о числѣ браковъ и о числѣ умершихъ, относится къ царствованію Петра I, именно къ 1722 году, когда повелѣно было Святѣйшему Сѵноду ввести такого рода книги. Приходскимъ священникамъ вмѣнялось въ обязанность доставлять третные перечни изъ сихъ книгъ епархіальнымъ архіереямъ, которые уже представляли общія изъ нихъ вѣдомости за цѣлый годъ въ Святѣйшій Сѵнодъ. Екатерина I подтвердила этотъ указъ въ 1726 году, повелѣвъ обозначать въ вѣдомостяхъ лѣта умершихъ, и сообщать эти свѣдѣнія въ двухъ экземплярахъ, одинъ въ Святѣйшій Сѵнодъ, а другой въ военную коллегію. Въ 1737 году, при императрицѣ Аннѣ Іоанновнѣ, упоминаемый указъ былъ возобновленъ вторично. Не смотря, однакожъ, на такія подтвержденія, до восшествія на престолъ Екатерины II, метрическія книги ведены были очень неисправно. Только въ началѣ Ея царствованія обращено было бо̀льшее вниманіе на недостаточность существовавшихъ до того времени постановленій касательно собиранія подобныхъ свѣдѣній. Инпціативѣ въ этомъ отношеніи политическая ариѳметика Россіи обязана Академіи Наукъ. Извѣстный историкъ нашъ, адъюнктъ Шлёцеръ, сообщилъ въ 1763 году совѣтнику академической канцеляріи Тауберту свои мысли и замѣчанія о необходимости улучшенія нашихъ метрическихъ книгъ. Таубертъ немедленно сдѣлалъ о томъ формальное представленіе, и уже 11 февраля 1764 года послѣдовало Высочайшее утвержденіе двухъ образцовыхъ таблицъ, проэктированныхъ Шлёцеромъ для внесенія въ нихъ надлежащихъ статистическихъ данныхъ. Эти таблицы повелѣно было ввести въ Петербургѣ, въ видѣ опыта, и получаемыя метрическія свѣдѣнія препровождать для разсмотрѣнія въ Академію Наукъ. Въ одну изъ таблицъ Шлёцера вносились ежемѣсячныя показанія о числѣ родившихся, умершихъ и бракомъ сочe-

тавшихся, съ особыми о нихъ примѣчаніями, а въ другую — роды болѣзней и лѣта умершихъ. Эти свѣдѣнія стали поступать въ Академію уже съ марта мѣсяца 1764 года. Критическимъ ихъ разборомъ занимался сперва самъ Шлёцеръ *), а послѣ него академикъ Крафтъ **). Почти въ то же время извѣстный географъ Бюшингъ, пасторъ при лютеранской церкви св. Петра въ Петербургѣ, озаботился составленіемъ метрическихъ книгъ для своего прихода, и напечаталъ въ 1764 году собранныя имъ по сему предмету свѣдѣнія. Нѣсколько лѣтъ спустя, согласно съ однимъ изъ пунктовъ секретной инструкціи Императрицы Екатерины II, живое участіе въ этомъ дѣлѣ принялъ новгородскій губернаторъ графъ Яковъ Сиверсъ ***); по его распоряженію въ обширной, управляемой имъ губерніи, составлялись вѣдомости о числѣ браковъ, родившихся и умершихъ, и были представляемы въ Сенатъ. Бывшій въ то время генералъ-прокуроръ князь Вяземскій предложилъ и всѣмъ другимъ россійскимъ губерніямъ доставлять въ Сенатъ подобные же списки.

§ 3. Послѣ Шлёцера и Крафта другіе академики, какъ-то Бенедиктъ Германъ, Карлъ Германъ, Шторхъ, Кёппенъ, между прочимъ разработывали и многіе матеріалы, доставляемые метрическими книгами и народными переписями. Были достойные дѣятели и внѣ Академіи, которые также занимались вопросами, относящимися къ вѣроятностямъ жизни человѣческой въ Россіи; учёные труды тѣхъ и другихъ принесли несомнѣнную пользу упоминаемой отрасли нашей статистики. Но всѣ эти изысканія были болѣе или менѣе частныя: они преимущественно относились къ движенію населенія въ столицахъ и въ нѣкоторыхъ другихъ городахъ. Къ рѣшенію же общей задачи,

*) *Von der Unschädlichkeit der Pocken in Russland und von Russlands Bevölkerung überhaupt;* Göttingen und Gotha, 1768.

**) *Acta Academiae scientiarum imperialis Petropolitanae*, T. I, за 1782 г.; *Nova acta* и проч. T. IV, за 1786 г.

***) Смот. *Русскій Вѣстникъ*, Т. 55, январь 1865 г. въ статьѣ: *Графъ Яковъ Сиверсъ*, стр. 32 и 45.

именно вопроса *о законахъ смертности и народонаселенія во всей Россійской Имперіи*, до сихъ поръ не было приступлено, по крайней мѣрѣ строго-ученымъ образомъ. Позволю себѣ замѣтить, что причиною тому могла быть отчасти недостаточная подготовка многихъ изъ занимавшихся этимъ предметомъ въ математическихъ пріемахъ, совершенно необходимыхъ въ изслѣдованіяхъ этого рода. Конечно, при томъ обширномъ кругѣ фактическихъ и другихъ свѣдѣній, которыя требуются отъ статистиковъ, излишняя взыскательность къ нимъ въ этомъ отношеніи была бы несправедливостью; тѣмъ не менѣе, однакожъ, это обстоятельство отозвалось невыгоднымъ образомъ, преимущественно при составленіи нашихъ таблицъ смертности, которыя оказываются совершенно ошибочными. Съ другой стороны, неполнота, а иногда даже и самая ненадежность данныхъ, представляла нашимъ статистикамъ непреодолимыя затрудненія.

Недостаточность матеріаловъ, содержащихся въ метрическихъ книгахъ, слишкомъ извѣстна спеціалистамъ; данныя относятся только къ лицамъ православнаго исповѣданія, и заключаютъ въ себѣ свѣдѣнія о числѣ рожденій, браковъ и умершихъ; показанія лѣтъ послѣднихъ даются не на каждый годъ, а только чрезъ каждое возрастное пятилѣтіе. Къ тому же, для арміи и флота, составляющихъ весьма значительную долю населенія производительнаго возраста, нѣтъ даже и этихъ данныхъ. Должно замѣтить еще и то, что возрастныя указанія по пятилѣтіямъ для умершихъ мужескаго пола введены въ генеральныя табели не прежде 1798 г., а для женскаго пола только съ 1850 года. Особенно чувствительна для составителя таблицъ смертности неполнота данныхъ о возрастѣ умирающихъ младенцевъ; въ обнародоваемыхъ ежегодно вѣдомостяхъ помѣщается только общій итогъ умершихъ дѣтей до 5 лѣтъ, безъ всякихъ промежуточныхъ показаній, тогда какъ именно этотъ первый періодъ жизни и представляетъ наибольшее разнообразіе въ ходѣ смертности, преимущественно же на первомъ году отъ рожденія. Правда, приходскіе священники, въ годичныхъ вѣдомостяхъ, посылаемыхъ въ Консисторіи, помѣщаютъ

свѣдѣнія о числѣ умершихъ младенцевъ *моложе одного года*, и отъ *одного года до пяти лѣтъ*; но эти показанія, къ сожалѣнію, не публикуются. Мы умалчиваемъ здѣсь о многоразличныхъ другихъ недостающихъ у насъ свѣдѣніяхъ, болѣе или менѣе важныхъ, по вопросамъ о вѣроятностяхъ жизни человѣческой, предоставляя статистикамъ указать подробнѣе на тѣ недостатки, отъ устраненія которыхъ зависитъ усовершенствованіе нашихъ знаній по этому предмету. Впрочемъ, въ *Заключеніи* нашего труда, мы сдѣлаемъ нѣкоторыя указанія на главнѣйшіе въ этомъ отношеніи пробѣлы.

§ 4. Многое было сказано авторитетами по наукамъ политическимъ о важномъ значеніи для государства многочисленныхъ и по возможности вѣрныхъ данныхъ, относящихся вообще къ движенію народонаселенія. Приведемъ, по этому предмету, слова извѣстнаго нашего политико-экономa, академика Шторха.

«Принято за аксіому, что число рожденій и число умершихъ находятся всегда въ несомнѣнномъ соотношеніи съ физическимъ, политическимъ и нравственнымъ состояніемъ жителей страны. Изслѣдованія по этому предмету доказали, что гдѣ только природа не представляетъ никакихъ препятствій, тамъ народонаселеніе не можетъ ни убывать, ни оставаться неподвижнымъ, а необходимо должно возрастать. Изъ результатовъ весьма многочисленныхъ и согласныхъ между собой наблюденій, выведены слѣдующія среднія цифры относительно приращенія народонаселенія: изъ 36 человѣкъ ежегодно умираетъ *одинъ;* на 10 умершихъ ежегодно приходится по 12 или 13 рожденій, причемъ уже приняты въ расчетъ, и, такъ сказать, уравновѣшены годы обыкновенные и эпидемическіе. Для той страны, въ которой народонаселеніе уклоняется отъ этихъ нормъ, можно заключить, что оно находится подъ вліяніемъ обстоятельствъ благопріятныхъ или неблагопріятныхъ. Изъ этого видно, до какой степени такого рода изслѣдованія могутъ быть поучительны съ политической стороны, и важны въ отношеніи къ государственной администраціи. Они не только

доказываютъ вліяніе физическаго сложенія страны на приращеніе населенія, на продолжительность жизни, на смертность, но часто даже указываютъ на язвы политическія и нравственныя, скрытно подтачивающія народы, и губительное дѣйствіе которыхъ иногда долгое время остается незамѣченнымъ со стороны самаго бдительнаго правительства.»

«Списки о числѣ браковъ, рожденій и умершихъ служатъ основаніемъ такому роду изслѣдованій; отъ точности этихъ показаній зависитъ, какъ строгость вычисленій, такъ и польза выводимыхъ изъ нихъ заключеній. Правда, подобные списки ежегодно составляются въ Россіи, и передаются въ подлежащія мѣста; но они такъ неисправны, и къ тому же пользуются ими такъ несоотвѣтственно цѣли учрежденія, что и статистика чрезъ то мало выигрываетъ, да и само правительство едва ли извлекаетъ изъ нихъ какую либо пользу *).»

Приведенныя строки были написаны въ концѣ прошедшаго столѣтія. Съ того времени, хотя положеніе дѣла и измѣнилось къ лучшему, но не достигло однакожъ еще развитія, требуемаго наукою; многаго остается желать относительно точности и систематическаго порядка собираемыхъ данныхъ, полноты ихъ, а также критической разработки тѣхъ матеріаловъ, которые доступны статистикамъ.

§ 5. Предлагаемыя въ этомъ сочиненіи изслѣдованія имѣютъ цѣлію представить строго-теоретическій опытъ составленія *таблицъ смертности* и *народонаселенія по возрастамъ* для жителей православнаго исповѣданія въ Россіи, и притомъ для каждаго пола отдѣльно. Такого рода таблицы служатъ необходимымъ основаніемъ, такъ сказать краеугольнымъ камнемъ, для рѣшенія многоразличныхъ вопросовъ по движенію народонаселенія вообще. Мы покажемъ, что изысканія нашихъ статистиковъ въ этомъ отношеніи не только не достигаютъ цѣли, но приводятъ даже къ пре-

*) *Tableau historique et statistique de l'Empire de Russie à la fin du dix-huitième siècle*, par H. Storch, 1801, T. 1, стр. 261.

вратнымъ понятіямъ о жизненности въ Россіи, преувеличивая нашу смертность до невѣроятныхъ размѣровъ.

Для ясности дальнѣйшихъ соображеній, имѣя притомъ въ виду и читателей, не въ равной степени ознакомленныхъ съ излагаемымъ предметомъ, позволю себѣ представить сперва нѣкоторыя краткія указанія и поясненія, относящіяся вообще къ *таблицамъ смертности.*

Для составленія *таблицы смертности*, то есть такой таблицы, которая показывала бы, сколько изъ даннаго числа новорожденныхъ остается въ живыхъ по истеченіи одного года, двухъ лѣтъ, трехъ лѣтъ и такъ далѣе до предѣла человѣческой жизни *), статистики употребляютъ вообще одинъ изъ двухъ слѣдующихъ способовъ:

а) Способъ смертныхъ списковъ (méthode des listes mortuaires) по сущности своей состоитъ въ извлеченіи изъ метрическихъ книгъ весьма значительнаго числа показаній объ умершихъ, которыя сперва и распредѣляются по возрастамъ. Потомъ, изъ полнаго числа умершихъ вычитаютъ число младенцевъ, умершихъ до одного года; далѣе, изъ этого перваго остатка отнимаютъ итогъ умершихъ двухъ-лѣтняго возраста, потомъ трехъ-лѣтняго и такъ далѣе до предѣла человѣческой жизни. Найденныя такимъ образомъ разности, расположенныя въ послѣдовательномъ порядкѣ, т. е. написанныя соотвѣтственно противъ возрастныхъ указаній *0* лѣтъ, 1 годъ, 2 года, 3 года и такъ далѣе, составляютъ *таблицу смертности.*

Этотъ способъ очень простъ на практикѣ; но, для надёжности доставляемыхъ имъ результатовъ, необходимы между прочимъ такія условія, которыя едва-ли когда осуществляются въ дѣйствительности съ достаточною степенью приближенія. Такъ, въ стро-

*) Такъ какъ *таблицы смертности* заключаютъ въ себѣ указанія итоговъ *доживающихъ* до послѣдовательныхъ возрастовъ изъ опредѣленнаго числа новорожденныхъ, то едва-ли не правильнѣе было бы называть ихъ *таблицами жизненности.*

гомъ смыслѣ, требовалось бы для вѣрности выводовъ, чтобы народонаселеніе страны, для которой вычисляется таблица смертности, было неподвижно, т. е. чтобы число ежегодныхъ рожденій равнялось полному числу ежегодно умирающихъ, и притомъ, чтобы такое положеніе поддерживалось въ теченіе всего предшествовавшаго столѣтія, принимая 100 лѣтъ за предѣлъ человѣческой жизни.

Для устраненія погрѣшностей, происходящихъ отъ невыполненія вышеупомянутаго условія неподвижности народонаселенія, статистики вводятъ въ свои таблицы поправки, основанныя на соображеніи разныхъ вспомогательныхъ данныхъ, относящихся къ вѣроятностямъ жизни человѣческой *). Но, должно сознаться, что получаемыя такимъ образомъ поправки, а равно и нѣкоторыя другія, бываютъ иногда болѣе или менѣе произвольны, и не всегда могутъ внушить къ себѣ достаточное довѣріе, какъ это было уже замѣчено и иностранными статистиками.

b) При употребленіи *прямаго способа (méthode directe)* руководствуются данными непосредственнаго народосчисленія по возрастамъ, принимая притомъ въ расчётъ годовой итогъ рожденій и число умершихъ, также по возрастамъ. Имѣя цифры живаго поколѣнія отъ *0* до 1 года, отъ 1 до 2 лѣтъ, отъ 2 до 3 лѣтъ и такъ далѣе, а также числа умершихъ для тѣхъ же годовыхъ промежутковъ, опредѣляемъ мѣру смертности для каждаго возраста чрезъ раздѣленіе числа умершихъ на число живыхъ того же возраста. Далѣе, принявъ произвольное число, напримѣръ 1000, за число рожденій, уменьшаемъ его пропорціонально смертности, со-

*) Для подробностей о составленіи *таблицъ смертности* вообще, можно между прочимъ обратиться къ статьямъ Кетле, помѣщеннымъ въ *Bulletin de la Commission centrale de Statistique*, Bruxelles, преимущественно же въ томахъ V (1853 г.) и VIII (1860). Смот. также статью: *Tables de mortalité* въ *Dictionnaire de l'Economie Politique*, publié sous la direction de MM. Ch. Coquelin et Guillaumin, 2 тома, Paris, 1852—1853. Читатели найдутъ также любопытныя подробности объ этомъ предметѣ въ сочиненіяхъ: *Die Gesetze der Lebensdauer*, von Ludvig Moser; Berlin, 1839; *Essai sur les lois de la Population et de la Mortalité en France*, par M. F. Demonferrand (Journal de l'École Royale Polytechnique, T. XVI, 26-me cahier, 1838, стр. 249) и другихъ.

отвѣтствующей *первому* году жизни, и полученное такимъ образомъ число вычитаемъ изъ 1000; найденная разность изобразитъ указаніе таблицы противъ 1-го года. Уменьшивъ это первое указаніе пропорціонально смертности относящейся ко *второму* году, найдемъ второе уменьшенное число; вычтя его изъ перваго указанія, получимъ вторую цифру таблицы, соотвѣтствующую 2-му году, и такъ далѣе. Совокупность всѣхъ вычисленныхъ указаній, расположенныхъ по порядку возрастовъ, образуетъ *таблицу смертности* той страны, для которой было произведено непосредственное народосчисленіе. Впрочемъ, и этотъ пріемъ не представляетъ достаточныхъ ручательствъ за надёжность выводимыхъ на его основаніи результатовъ.

§ 6. Вотъ, въ главныхъ чертахъ, сущность двухъ способовъ, общеупотребляемыхъ статистиками для составленія *таблицъ смертности*. Не входя въ разборъ тѣхъ возраженій, которымъ эти пріёмы подаютъ поводъ *), замѣчу только, что для Россіи, въ настоящее время, оба способа оказываются рѣшительно непримѣнимыми по нижеизлагаемымъ причинамъ.

Непосредственное употребленіе способа *смертныхъ списковъ*, какъ сейчасъ было замѣчено, требуетъ условія *неподвижности народонаселенія* въ продолженіе весьма большаго числа лѣтъ, предшествовавшихъ эпохѣ, для которой составляется таблица смертности. Это условіе далёко не существуетъ для Россіи: чтобъ убѣдиться въ томъ, стоитъ только принять въ соображеніе значительное возрастаніе населенія Россійской Имперіи начиная съ первой четверти прошлаго столѣтія, и независимо отъ присоединенія къ ней, въ разныя эпохи, пріобрѣтенныхъ провинцій. По изслѣдованіямъ К. Германа **) населеніе Россіи въ прошломъ столѣтіи и въ началѣ текущаго было:

---

*) Смот., между прочимъ, упомянутую выше книгу Мозера: *Die Gesetze der Lebensdauer.*

**) *Статистическія изслѣдованія относительно Россійской Имперіи;* часть I-ая, о народонаселеніи, С.П.б. 1819 г. стр. 41—42.

	Безъ пріобр. провинцій:	Съ пріобр. пров. примѣрно:
Въ 1722	12 966 467 душъ *)	. . . . 14 милліоновъ.
» 1742	14 644 890 »	. . . . . 16 »
» 1762	17 303 414 »	. . . . . 19 »
» 1782	19 321 143 »	. . . . . 28 »
» 1796	22 248 710 »	. . . . . 36 »
» 1806	27 751 290 »	. . . . . 41 »

Въ наше время населеніе Имперіи, не считая Царства Польскаго и Великаго Княжества Финляндскаго, достигаетъ уже цифры свыше 68 милліоновъ **).

Приведенные ряды чиселъ несомнѣнно показываютъ, что по причинѣ постепеннаго, весьма ощутительнаго возрастанія народонаселенія Россіи съ прошлаго столѣтія до настоящаго времени, непосредственное примѣненіе способа смертныхъ списковъ къ составленію таблицъ смертности оказывается у насъ совершенно невозможнымъ.

Къ тому же самому заключенію приведетъ насъ и разсмотрѣніе *Таблицы I* (Смот. *Приложенія*), изъ которой увидимъ, что ежегодное число рожденій ощутительнымъ образомъ и притомъ постоянно превышало ежегодное число умершихъ. И такъ, повторяемъ, безъ надлежащихъ поправокъ, способъ смертныхъ списковъ у насъ не приложимъ. Прибѣгать же, подобно иностраннымъ статистикамъ, къ разнаго рода поправкамъ, нерѣдко произвольнымъ, въ особенности при неполнотѣ имѣющихся у насъ данныхъ, я себѣ не позволилъ, тѣмъ болѣе, что имѣлъ въ виду устранить отчасти представляющіяся затрудненія другимъ, надёжнѣйшимъ путемъ.

Прямой способъ, выводы котораго основаны на цифрахъ непосредственнаго народосчисленія, также не можетъ быть упо-

---

*) Это число въ опечаткахъ, ошибочно замѣнено числомъ 13 966 467.

**) *Статистическія таблицы Россійской Имперіи*, издаваемыя, по распоряженію Министра Внутреннихъ Дѣлъ, центральнымъ статистическимъ комитетомъ; Выпускъ второй, 1863 г. стр. 187.

требленъ для Россіи уже по той причинѣ, что до сихъ поръ изъ ревизскихъ сказокъ не было сдѣлано общихъ для всей Россіи выборокъ въ отношеніи распредѣленія народонаселенія по возрастамъ, или, по крайней мѣрѣ, такого рода данныя не были обнародованы.

§ 7. Въ настоящее время мы очень бѣдны таблицами смертности, которыя, къ тому жъ, приводятъ къ ошибочнымъ заключеніямъ о законахъ жизненности въ Имперіи. Причина невѣрности этихъ таблицъ заключается въ томъ, что вычисленіе ихъ основано на непосредственномъ употребленіи *способа смертныхъ списковъ*, безъ введенія въ полученные результаты поправокъ, требуемыхъ тѣмъ значительнымъ возрастаніемъ нашего народонаселенія, на которое было указано въ предыдущемъ § 6. Чтобы съ совершенною ясностію отдать себѣ отчётъ, въ чёмъ именно заключается неправильность, стоитъ только обратить вниманіе на то, что при употребленіи сказаннаго пріема, допускаютъ, неявнымъ образомъ, что итогъ годовыхъ рожденій оставался постояннымъ за цѣлое столѣтіе до эпохи, къ которой относится таблица. Наше утвержденіе отнюдь не есть паралогизмъ: дѣйствительно, вычисляя таблицу смертности, положимъ для 1862 года, у насъ поступили бы слѣдующимъ образомъ: изъ полнаго числа умершихъ въ 1862 г. отняли бы итогъ умершихъ въ возрастѣ отъ *0* до 5 лѣтъ, и разность приняли бы за первое указаніе таблицы, которое пишется противъ возраста 5 лѣтъ; изъ этого указанія вычли бы итогъ умершихъ отъ 5 до 10 лѣтъ, и получили бы второе указаніе таблицы, которое пишется противъ 10 лѣтъ; потомъ, отнявъ изъ этой второй цифры число умершихъ отъ 10 до 15 лѣтъ, нашли бы третью цифру, соотвѣтствующую 15-ти лѣтнему возрасту, и такъ далѣе до предѣла человѣческой жизни. Послѣ того, для удобства численныхъ приложеній, всѣ полученныя указанія уменьшили бы въ содержаніи *полнаго итога умершихъ* въ 1862 году (по предположенію равнаго *итогу новорожденныхъ* въ томъ же году), къ какому либо *круглому числу*, напримѣръ къ 1000. Новыя уменьшенныя цифры, написанныя по порядку про-

тивъ соотвѣтственныхъ возрастовъ *0*, 5 л., 10 л., 15 л., и такъ далѣе, образовали бы *таблицу смертности* *). Изъ сказаннаго усматриваемъ, что для смертности всѣхъ возрастовъ принята въ разсчетъ одна и та же цифра умершихъ или новорожденныхъ, въ настоящемъ случаѣ соотвѣтствующая 1862 году. Неправильность такого образа вычисленія очень понятна. Въ самомъ дѣлѣ, положимъ, что разсматриваются *абсолютные* итоги умершихъ въ 1862 году, отдѣльно для пятилѣтій 0—5; 5—10, 10—15 и такъ далѣе. Въ этомъ ряду итоговъ, число умершихъ, напримѣръ въ возрастѣ отъ 45 до 50 лѣтъ, по смыслу таблицы, отнесено къ той же цифрѣ рожденій, какъ и числа умершихъ отъ *0* до 5 л., отъ 5 до 10 л., отъ 10 до 15 лѣтъ и проч., т. е. къ *общему итогу умершихъ въ 1862 году*. Между тѣмъ, всѣ сверстники отъ 45 до 50 лѣтъ, умершіе въ 1862 г., родились въ промежутокъ 1812—1817 года, когда ежегодное число рожденій было значительно слабѣе ежегодной цифры рожденій пятилѣтняго періода 1857 — 1862 г. Для вѣрности результатовъ, число умершихъ отъ 45 до 50-ти лѣтняго возраста слѣдовало отнести не къ этой послѣдней цифрѣ, а къ средней годовой цифрѣ рожденій промежутка 1812—1817 г. Составители нашихъ таблицъ упустили изъ виду это обстоятельство, что̀ и привело ихъ къ постановленію неправильной соразмѣрности между итогами умершихъ въ послѣдовательныя возрастныя пятилѣтія, а слѣдовательно и между цифрами доживающихъ до возрастовъ 5 л., 10 л., 15 л....., зависящими отъ этихъ итоговъ. При этомъ можно замѣтить, что таблицы, составленныя на объясненномъ сейчасъ основаніи, даютъ вообще, для *остающихся въ живыхъ*, цифры слишкомъ слабыя въ случаѣ возрастающаго народонаселенія. Для дальнѣйшихъ подробностей объ этомъ предметѣ отсылаемъ къ § 38 *(Отдѣлъ III)*.

---

*) Въ виду бо́льшей точности, наши составители *таблицъ смертности* употребляли иногда *среднія числа* умершихъ въ разныхъ возрастахъ, выводя эти *среднія* изъ показаній за нѣсколько лѣтъ. Мы замѣтимъ, что возраженіе наше противъ образа составленія таблицъ, нисколько этимъ не ослабляется.

§ 8. Чтобы ближе и съ бо̀льшею основательностію судить о степени несогласія нашихъ *таблицъ смертности* съ иностранными, приводимъ сводную таблицу, заключающую въ себѣ показанія, для десятилѣтнихъ возрастныхъ періодовъ, итоговъ остающихся въ живыхъ изъ 1 000 новорожденныхъ, заимствуя эти показанія изъ таблицъ: Карла Германа *) (для муж. пола), профессора Московскаго Университета Н. Зернова **) (для муж. пола), обѣихъ для Россіи, и изъ иностранныхъ таблицъ ***): Зюсмильха, исправленной Бауманомъ (для Германіи), Варгентина (муж. пола для Швеціи) и новѣйшей Кетле (1856 года муж. пола для Бельгіи).

Лѣта.	Итоги доживающихъ до показаннаго возраста.				
	По Герману.	По Зернову.	По Зюсмильху и Бауману.	По Варгентину.	По Кетле.
0	1000	1000	1000	1000	1000
10	498	406	532	601	684
20	440	357	491	558	640
30	377	306	439	505	566
40	312	255	374	445	484
50	239	199	300	367	403
60	161	137	210	270	319
70	84	73	112	154	179
80	31	27	37	48	60
90	8	7	6	4	7
100	1	1	0	0	0

*) *Стат. изслѣд. относительно Россійской Имперіи;* Ч. I, 1819 г. стр. 212.

**) *Теорія вѣроятностей съ приложеніемъ преимущественно къ смертности и страхованію.* Рѣчь, произнесенная въ торжественномъ собраніи Императорскаго Московскаго Университета Н. Зерновымъ. Москва, 1843 г. стр. 85.

***) Полныя иностранныя таблицы смертности, о которыхъ здѣсь упоминается, помѣщены въ *Приложеніяхъ*, въ концѣ нашего сочиненія.

Еслибъ мы допустили справедливость первыхъ двухъ таблицъ не говоримъ безусловную, а только относительно самыхъ крупныхъ слѣдствій, проистекающихъ изъ сличенія ихъ указаній съ соотвѣтственными цифрами таблицъ иностранныхъ, то были бы приведены къ совершенно ложнымъ, и весьма невыгоднымъ заключеніямъ о смертности въ Россіи. Съ этой стороны таблица Зернова въ особенности представляетъ рѣзкія аномаліи. Сличимъ ее съ тремя приведенными сейчасъ иностранными таблицами; для бо̀льшей наглядности результатовъ, будемъ послѣдовательно принимать за *единицу* каждый изъ итоговъ остающихся въ живыхъ въ возрастахъ 0 л., 10 л., 20 л., 30 л. и такъ далѣе по таблицѣ Зернова; вычисляя въ такомъ предположеніи соотвѣтственные итоги остающихся въ живыхъ по иностраннымъ таблицамъ, получимъ слѣдующія цифры:

Лѣта.	Россія.	Германія.	Швеція.	Бельгія.
0	1,00	1,00	1,00	1,00
10	1,00	1,31	1,48	1,68
20	1,00	1,37	1,56	1,79
30	1,00	1,43	1,65	1,85
40	1,00	1,46	1,74	1,89
50	1,00	1,50	1,84	2,02
60	1,00	1,53	1,97	2,33
70	1,00	1,53	2,11	2,45
80	1,00	1,37	1,78	2,22
90	1,00	0,86	0,57	1,00
100	1,00	0,00	0,00	0,00

Сличеніе между собой этихъ численныхъ результатовъ ясно показываетъ, что признаніе состоятельности русской таблицы смертности повлекло бы за собой допущеніе такихъ фактовъ, которые явно противорѣчили бы здравымъ понятіямъ о смертности вообще. Возьмемъ, напримѣръ, Швецію, для которой численныя

указанія, по относительной величинѣ своей, занимаютъ середину между соотвѣтственными указаніями для Германіи и Бельгіи; къ тому жъ, сравненіе нашихъ цифръ съ цифрами Швеціи, выгодно и по причинѣ нѣкотораго сходства между климатическими условіями обоихъ государствъ.

Рядъ чиселъ:

1,48, 1,56, 1,65 . . . . . 2,11, 1,78;

соотвѣтствующій возрастамъ

10 л., 20 л., 30 л. . . . . 70 л., 80 л.

показываетъ, что изъ одинаковаго числа рожденій въ Россіи и Швеціи, на сторонѣ послѣдней будетъ постоянный перевѣсъ лицъ, доживающихъ до упоминаемыхъ возрастовъ. Такъ доживающихъ до 10-ти лѣтъ въ Швеціи почти въ *полтора раза* (1,48) болѣе чѣмъ въ Россіи; для дальнѣйшихъ возрастовъ этотъ перевѣсъ всё болѣе и болѣе увеличивается до 70-ти лѣтъ включительно. Достигающихъ до 60-ти лѣтъ, въ Швеціи считается уже почти *вдвое* (1,97) болѣе чѣмъ въ Россіи, а до 70-ти лѣтъ, слишкомъ *вдвое* (2,11); такимъ образомъ относительное число стариковъ отъ 60 до 70 лѣтъ было бы въ Россіи, по таблицамъ, *вдвое менѣе* чѣмъ въ Швеціи. Явная несообразность этихъ результатовъ, приводящихъ къ фактамъ, которые, конечно, не могли бы ускользнуть отъ общаго вниманія, можетъ быть приписана единственно ошибочности русской таблицы смертности. И дѣйствительно, нѣтъ основательной причины предполагать, чтобы нѣкоторыя различія въ гражданскомъ строѣ и въ общественномъ быту между нашимъ и сосѣдними съ нами народами, или климатическія условія, могли имѣть такое губительное вліяніе на жизненность у насъ. Да и самый ежедневный опытъ надъ смертностію въ Россіи, не показываетъ ли, что въ этой смертности нѣтъ никакихъ особенно-рѣзкихъ отступленій отъ обыкновенной, свойственной другимъ европейскимъ странамъ? Въ противномъ случаѣ, она не замедлила бы обнаружиться непормальными проявленіями, замѣтными для каждаго.

Въ дальнѣйшемъ изложеніи намъ придется нерѣдко представ-

лять доводы, вполнѣ подтверждающіе сказанное сейчасъ о неточности русскихъ таблицъ смертности.

Кромѣ упомянутыхъ въ этомъ § таблицъ смертности К. Германа и Н. Зернова, составленныхъ по пятилѣтіямъ, мы имѣемъ таблицу съ возрастными указаніями чрезъ каждый годъ; это таблица г. Бруна *). Но мы не приняли ея въ соображеніе по той причинѣ, что она есть не иное что̀, какъ таблица Зернова, дополненная, посредствомъ интерполяціи, показаніями для промежуточныхъ годовъ послѣдовательныхъ пятилѣтій. Другіе-же опыты въ этомъ родѣ, равно ошибочные, не имѣютъ никакого значенія въ наукѣ.

§ 9. Очень естественно, что неправильная оцѣнка данныхъ, послужившихъ для вывода законовъ смертности въ Россіи, привела къ превратнымъ, весьма невыгоднымъ понятіямъ о жизненности ея населенія; такія понятія и до сихъ поръ распространены между нашими и иностранными статистиками. Правда, нѣкоторые учёные, даже прежняго времени, относились съ сомнѣніемъ къ общепринятому взгляду на этотъ вопросъ; къ числу ихъ принадлежалъ нашъ извѣстный академикъ Шторхъ, который всегда полагалъ, что смертность въ Россіи слабѣе противъ указаній таблицъ **). Но, сколько мнѣ извѣстно, до настоящаго времени не было положительнаго опроверженія ошибочности мнѣнія о ненормальной смертности у насъ, основаннаго на научныхъ началахъ, которыя одни могли бы разсѣять сомнѣнія и вывести изъ заблужденія по этому вопросу. Я могъ бы подтвердить многими цитатами фактъ укоренившагося предубѣжденія относительно невыгодныхъ условій жизненности въ Россіи; ограничусь немногими выписками. Такъ, напримѣръ, вотъ что́ говоритъ академикъ К. Германъ ***):

---

*) *Руководство къ политической ариѳметикѣ;* сост. г. Бруномъ; Одесса 1845 года.

**) *H. Storch*, Tableau historique et statistique и проч. Т. 1, стр. 271.

***) *Стат. изслѣд. о Россійской Имперіи* (Часть I, 1819 г. стр. 203 — 206).

«1) *Смертность младенцевъ.* Смертность младенцевъ (мужеск. пола) по симъ книгамъ (метрическимъ) ужасно велика и почти не имѣетъ примѣра; въ нѣкоторыхъ только столицахъ можно найти такое множество умершихъ младенцевъ. Изъ 1 000 новорожденныхъ мальчиковъ около 555 достигаютъ пятилѣтняго *) возраста, и менѣе половины (498) достигаютъ десятаго. Число умершихъ отъ 10 до 20 лѣтъ почти столь же велико, такъ что достигшихъ двадцатаго года полагается только 440 мальчиковъ, или около двухъ-пятыхъ долей цѣлаго, тогда какъ въ другихъ странахъ болѣе половины достигаютъ сего возраста. Изъ 1 000 новорожденныхъ достигаютъ двадцатилѣтняго возраста

Въ Мархіи Бранденбургской 529
» Швеціи. . . . . 547.

«2) *Смертность средняго возраста.* Сія ужасная смертность продолжается и въ семъ возрастѣ до пятидесятаго года.

Изъ 1 000 умершихъ

считается	отъ 20 до 30,	отъ 30 до 40,	и до 50 года.
въ Россіи	63	65	73
» Бранденбургіи. .	59	58	66
» Швеціи.	49	52	70.

Изъ сего видно, что 40 года не достигаютъ **) двѣ трети, а 50 три четверти всего цѣлаго (см. Приложенія, Таблица III.)

«3) *Смертность жившихъ болѣе 50 лѣтъ.* Менѣе четвертой доли родившихся живутъ болѣе 50 лѣтъ, потому что изъ 1 000 новорожденныхъ мальчиковъ только 239 достигаютъ сего возраста. Смертность пережившихъ 50-й годъ гораздо менѣе, ибо нѣкоторые изъ нихъ достигаютъ чрезвычайной старости. Не взирая на сіе, число умирающихъ въ семъ возрастѣ гораздо значитель-

*) Въ текстѣ напечатано *шестильтняго*; это явная опечатка, какъ видно изъ *таблицы смертности*, помѣщенной на стр. 212 упомянутой книги К. Германа.

**) Въ текстѣ напечатано: *40 года достигаютъ* и проч.; но это очевидная опечатка, что̀ можно видѣть изъ таблицы смертности (стр. 212).

нѣе, нежели во многихъ другихъ государствахъ. Изъ 1 000 человѣкъ дожившихъ до 50 года

достигаютъ до	60 —	70 —	80 —	90 —	100 г.
въ Россіи.	675 —	450 —	127 —	32 —	3
» Бранденбургіи.	737 —	404 —	138 —	52 —	37
» Швеціи.	795 —	508 —	223 —	58 —	10.

«Но изъ числа сихъ немногихъ нѣкоторые достигаютъ необыкновенной старости. Изъ нашихъ метрическихъ книгъ явствуетъ, что въ теченіи разсматриваемыхъ нами семи лѣтъ, изъ числа умершихъ въ продолженіи сего времени 2 084 человѣка жили болѣе ста лѣтъ.

«По обнародованному отъ Святѣйшаго Синода списку во всей Россійской Имперіи въ теченіи 1809 г. одинъ достигъ почти 160 лѣтъ; 1811 года одинъ жилъ болѣе 200 лѣтъ».

Приведенная выписка относится къ 1819 году; но и въ наше время предубѣжденіе о чрезмѣрной смертности въ Россіи далеко не исчезло. Еще въ нынѣшнемъ 1865 году одинъ извѣстный профессоръ медицинскаго факультета одного изъ Россійскихъ Университетовъ писалъ, офиціально, между прочимъ слѣдующее:

«Россіи нужна своя патологія, гигіена, медицинская статистика и географія, приспособленныя къ ея особенностямъ. Пользованіе иностранными трудами для этого недостаточно; и изслѣдованіе природы Россіи будетъ неполно безъ изслѣдованія отношеній Русскаго къ его странѣ. Уменьшеніе *великой смертности* ея обитателей можетъ быть только слѣдствіемъ такихъ изслѣдованій, для которыхъ теперь въ ней нѣтъ ни людей, ни мѣста, ни пособій.»

Въ *Курсѣ статистики*, составленномъ для студентовъ университета Св. Владиміра на 1864 — 1865 учебный годъ*), находимъ мѣсто, показывающее, что и профессоръ Н. Х. Бунге раздѣляетъ мнѣніе о непормальной, исключительной смертности въ Россіи; вотъ его собственныя слова (стр. 103).

*) Этотъ курсъ напечатанъ въ *Университетскихъ Извѣстіяхъ на 1865 годъ*; есть также и отдѣльные оттиски этого сочиненія.

«Въ Бельгіи, половина рождающихся переживаетъ 25 лѣтъ, въ Россіи — только 5 лѣтъ. Хотя затѣмъ, отъ 5 до 10 лѣтъ, умираетъ и въ Россіи и въ Бельгіи въ десять разъ менѣе, чѣмъ въ возрастѣ отъ 1 до 5 лѣтъ, но при огромной смертности въ Россіи до 5 лѣтъ, смертность и въ возрастѣ отъ 5 — 10 лѣтъ все-таки очень велика. При сравненіи Россіи съ Бельгіею, оказывается, что независимо отъ ранняго возраста, различіе въ смертности очень велико и для послѣдующихъ возрастовъ».

Иностранные ученые также весьма невыгоднаго мнѣнія о жизненности въ Россіи, въ подтвержденіе чего можно привести слова извѣстнаго французскаго статистика А. Легуа (Legoyt), директора главнаго статистическаго учрежденія во Франціи (Bureau de la Statistique générale). Въ статьѣ: *Population* лексикона политической экономіи, изданнаго въ 1852 — 1853 году подъ редакціею гг. Кокеленя и Гильомена, онъ говоритъ слѣдующее: A notre avis, c'est surtout dans l'état de civilisation qu'il faut chercher en grande partie la solution du problème de la mortalité, à ce point que, sauf des circonstances locales et extraordinaires, il est peut-être possible de mesurer, par le chiffre de sa mortalité, les progrès d'un peuple dans l'ordre des intérêts moraux et matériels. *C'est ainsi que nous voyons l'Angleterre au sommet et la Russie au bas de l'échelle des mortalités européennes* *).

§ 10. Цѣль предлагаемаго труда — представить опытъ *таблицъ смертности* (отдѣльно для муж. и женск. пола) *и народонаселенія* муж. пола православнаго исповѣданія въ Россіи, и потомъ, изъ полученныхъ цифръ, вывести заключенія, опровергающія общепринятыя понятія о чрезмѣрной смертности въ Имперіи. Выра-

*) «По нашему мнѣнію, рѣшеніе вопроса о смертности преимущественно обусловливается степенью цивилизаціи страны, такъ что, за весьма немногими изъятіями, зависящими отъ мѣстныхъ или какихъ либо особенныхъ обстоятельствъ, представлялась бы возможность измѣрять нравственные и матеріальные успѣхи народа цифрою его смертности. *Такъ мы видимъ, что Англія стоитъ на вершинѣ, а Россія на низшей ступени лѣстницы смертностей въ Европѣ*».

жусь опредѣлительнѣе: при вычисленіи сказанныхъ таблицъ я имѣлъ въ виду доказать несомнѣннымъ образомъ, что законы смертности у насъ далеко не такъ невыгодны, какъ полагаютъ вообще русскіе ученые, а за ними и иностранные, основываясь на болѣе или менѣе поверхностныхъ изслѣдованіяхъ по этому предмету и на таблицахъ, которыя, повторяю, основаны на ошибочныхъ началахъ. Для выполненія этой программы, я избралъ такой путь: по причинѣ непримѣнимости, ни *способа смертныхъ списковъ*, ни *прямаго способа* къ составленію нашихъ таблицъ смертности и народонаселенія, я долженъ былъ замѣнить эти пріемы новыми; при ихъ употребленіи, я строго придерживался показаній метрическихъ книгъ тамъ, гдѣ не было особенныхъ основаній не полагаться на нихъ; во всѣхъ же вычисленіяхъ, гдѣ встрѣчалъ ненадежность, неполноту, или совершенное отсутствіе данныхъ, я прибѣгалъ къ вѣроятнѣйшимъ по возможности предположеніямъ, и намѣренно всегда склонялъ допущенія на сторону невыгодную для жизненности у насъ. Такимъ образомъ составились таблицы смертности и народонаселенія для Россіи, конечно не выражающія въ строгомъ смыслѣ дѣйствительности, однако приблизительно подходящія къ ней, съ успленною при томъ смертностію. Полученныя при такихъ условіяхъ цифры, явно преувеличивающія невыгоду нашего положенія относительно жизненности, оказались между тѣмъ въ весьма удовлетворительной степени согласными съ соотвѣтственными указаніями разныхъ таблицъ смертности, какъ напримѣръ Зюсмильха для Германіи, Дювиллара для Франціи и Варгентина для Швеціи. Въ общихъ чертахъ, сравнительно съ таблицами Зюсмильха и Дювиллара, выгода остается еще на нашей сторонѣ; сравнительно же съ Варгентиновой, наши указанія обнаруживаютъ бо̀льшую смертность только отъ 0 до 5 лѣтъ, а въ прочихъ возрастахъ вообще меньшую противъ вычисленной для Швеціи. Въ возрастѣ отъ 0 до 5 лѣтъ смертность нашего сельскаго населенія дѣйствительно значительнѣе, чѣмъ въ нѣкоторыхъ другихъ странахъ Европы; тѣмъ не менѣе однакожъ, она не доходитъ до тѣхъ размѣровъ, которые были до сихъ поръ до-

пускаемы на основаніи ошибочно составленныхъ таблицъ. Если же принять за точку отправленія не число новорожденныхъ, а число сверстниковъ 5-ти лѣтъ, то для всѣхъ дальнѣйшихъ возрастовъ законы жизненности въ Россіи, можно сказать утвердительно, едва ли менѣе благопріятны, чѣмъ для другихъ европейскихъ народовъ (смот. § 38). Эти общія утвержденія наши будутъ строго подтверждены сравненіемъ цифръ въ дальнѣйшемъ изложеніи.

При составленіи *таблицы смертности для мужескаго пола* встрѣтилось, какъ и можно было предвидѣть, нѣкоторое затрудненіе въ опредѣленіи тѣхъ поправокъ, которыя относятся къ смертности въ нашей арміи и флотѣ; по недостатку свѣдѣній о числительной силѣ россійскихъ войскъ православнаго исповѣданія и о распредѣленіи ихъ смертности по возрастамъ, мнѣ пришлось прибѣгать къ предположеніямъ возможно-вѣроятнымъ; при такихъ допущеніяхъ, и согласно съ цѣлію, которую постоянно имѣлъ въ виду, я усиливалъ до нѣкоторой степени невыгоду условій жизненности въ войскѣ.

Послѣ этихъ общихъ соображеній перехожу къ составленію самыхъ *таблицъ смертности.*

ОТДѢЛЪ I.

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ.

§ 11. Для составленія возможно-точной таблицы смертности страны, представляется самъ собой слѣдующій, особенно надежный въ теоретическомъ отношеніи способъ, но едва ли примѣнимый на самомъ дѣлѣ: надлежало бы извлечь изъ метрическихъ книгъ того мѣста, для котораго вычисляютъ таблицу, показанія о весьма значительномъ числѣ новорожденныхъ, различая при томъ и полъ ихъ, и потомъ слѣдить, такъ сказать, за каждымъ изъ нихъ по самый день его смерти. Такимъ образомъ, въ теченіе времени, получились бы точные итоги умершихъ въ разныхъ возрастахъ, именно: отъ *0* до 1 года, отъ 1 г. до 2 лѣтъ, отъ 2 до 3 л. и такъ далѣе, до предѣла человѣческой жизни, принимаемаго, напримѣръ, во 100 лѣтъ. Вычитая первый итогъ изъ полнаго числа новорожденныхъ, положимъ муж. пола, найдемъ число остающихся въ живыхъ по прошествіи одного года; разность между этимъ числомъ и вторымъ итогомъ изобразитъ цифру доживающихъ до 2-хъ лѣтъ; вычитая изъ этой цифры третій итогъ, получимъ число остающихся въ живыхъ по истеченіи 3-хъ лѣтъ и такъ далѣе. Совокупность этихъ послѣдовательныхъ разностей, написанныхъ по порядку противъ каждаго возраста, составитъ *таблицу смертности* (для муж. пола) той страны, къ которой относятся данныя.

Для полной надежности результатовъ требовалось бы еще, чтобы, во-первыхъ, самый законъ смертности не подвергался измѣненіямъ въ теченіе цѣлаго столѣтія, и во-вторыхъ, чтобы, въ продолже-

ніе всего этого времени, не послѣдовало никакихъ особенныхъ причинъ смертности, на-примѣръ эпидемическихъ болѣзней, войнъ и т. п., дѣйствующихъ болѣе или менѣе губительно только на нѣкоторые возрасты, а не на всѣ. Но, и при соблюденіи этихъ условій, или же при введеніи надлежащихъ поправокъ для устраненія вліянія особенныхъ причинъ смертности, пріемы этого способа, какъ уже замѣчено, почти не выполнимы на практикѣ; да и къ тому жъ, примѣненіе его къ составленію таблицы смертности потребовало бы столѣтняго періода.

Признавъ съ одной стороны совершенную невозможность основать вычисленіе нашихъ таблицъ на *способѣ смертныхъ списковъ* или на *прямомъ способѣ* (§ 6), а съ другой, имѣя въ виду практическую непримѣнимость къ этой задачѣ въ первоначальномъ его видѣ объясненнаго сейчасъ пріема, хотя и весьма удовлетворительнаго въ теоретическомъ отношеніи, я принужденъ былъ искать другія основанія, которыя представляли бы достаточныя ручательства въ благонадежности выводимыхъ изъ нихъ результатовъ. Избраннымъ мною путемъ, какъ мнѣ кажется, достигается та цѣль, на которую я указалъ въ § 10. По основному началу своему, пріемъ, употребленный мною, наближе подходитъ къ вѣрнѣйшему, безъ сомнѣнія, способу составленія таблицъ смертности, объясненному въ началѣ этого §. Представляю главныя соображенія, которыми при этомъ я руководствовался.

Положимъ, что составляется таблица смертности Россіи, напримѣръ, для 1862 года; такъ какъ самые законы смертности относительно различныхъ возрастовъ могли нѣсколько измѣняться въ теченіе времени болѣе или менѣе продолжительнаго, то прежде всего слѣдуетъ условиться въ *эпохѣ*, для которой вычисляется таблица; примемъ за такую эпоху 1862 годъ, который, въ отношеніи къ смертности въ Россіи, не представлялъ никакихъ особенныхъ аномалій. Сверхъ того допустимъ на время:

а) Что для 1862 года имѣемъ самыя вѣрныя показанія о числѣ умершихъ до 1-го года, до 2-хъ лѣтъ, до 3-хъ лѣтъ и такъ далѣе, до предѣла человѣческой жизни, положимъ до 100 лѣтъ.

b) Что итоги ежегодныхъ рожденій, начиная съ 1762 г. по 1862 годъ, то есть въ теченіе цѣлаго столѣтія, также съ точностію извѣстны.

c) Что въ этотъ столѣтній періодъ времени не было особенныхъ причинъ смертности, преимущественно такихъ, которыя дѣйствовали бы на нѣкоторые возрасты губительнѣе чѣмъ на другіе; наконецъ

d) Что въ сказанный столѣтній промежутокъ не было ни присоединенія новыхъ провинцій къ государству, ни отпаденія отъ него областей, также ни поселеній изъ-внѣ, ни выселеній изъ Имперіи.

Понятно, что при такихъ условіяхъ опредѣлятся безъ затрудненія законы смертности, и составится самая таблица для 1862 года. Дѣйствительно, положимъ, для примѣра, что рѣчь идетъ о 60-лѣтнемъ возрастѣ; разсуждаемъ слѣдующимъ образомъ: такъ какъ всѣ сверстники 60 лѣтъ, умершіе въ 1862 году, родились въ 1802 г., то отношеніемъ ихъ числа къ итогу рожденій въ 1802 году изобразится вѣроятность для новорожденнаго прожить 60 лѣтъ. Точно такъ же опредѣляется вѣроятность и для всѣхъ другихъ возрастовъ. Потомъ, на основаніи этихъ найденныхъ численныхъ отношеній, составится уже очень просто и самая таблица смертности, отнесенная къ какой угодно нормѣ рожденій.

Но, очевидно, условія *a*), *b*), *c*) и *d*), сейчасъ допущенныя на время, не удовлетворяются въ строгомъ смыслѣ; это самое заставляетъ насъ обратиться къ нѣкоторымъ особеннымъ соображеніямъ, которыя подробно будутъ объяснены въ дальнѣйшемъ нашемъ изложеніи. Здѣсь же ограничимся общими замѣчаніями, относящимися къ этимъ самымъ четыремъ условіямъ, на сколько они касаются рѣшаемаго нами вопроса.

§ 12. Мы намѣрены, прежде всего, заняться вычисленіемъ *таблицы смертности въ Россіи на 1862 годъ, для мужескаго пола православнаго исповѣданія, и при нормальномъ состояніи*

смертности. Въ виду этой задачи, вотъ главныя замѣчанія, относящіяся къ условіямъ *a*), *b*), *c*) и *d*) предыдущаго § 11:

По условію a). Вѣдомости, обнародоваемыя Св. Сѵнодомъ о числѣ умершихъ лицъ православнаго исповѣданія, заключаютъ въ себѣ показанія о ихъ возрастахъ только чрезъ каждыя *пять* лѣтъ. Такимъ образомъ мы имѣемъ итоги умершихъ отъ 0 до 5 л., отъ 5 до 10 л., отъ 10 до 15 л. и такъ далѣе. Вслѣдствіе этого я долженъ былъ первоначально составить таблицу смертности пропуская указанія для промежуточныхъ возрастовъ

1 г., 2 л., 3 л., 4 л., 6 л., 7 л., 8 л., 9 л. и такъ далѣе.

Эти пропуски я пополнилъ потомъ посредствомъ *интерполяціи*, какъ показано въ § 20.

Впрочемъ, должно замѣтить, что цифры, соотвѣтствующія возрастамъ

5 л., 10 л., 15 л., 20 л. и такъ далѣе,

и опредѣляемыя на основаніи нашихъ статистическихъ данныхъ, не только совершенно достаточны для цѣли, которую я имѣлъ въ виду (§ 10), но даже, въ совокупности своей, даютъ близкое понятіе объ общемъ ходѣ смертности въ Россіи.

Болѣе важный пробѣлъ для моей цѣли составляло отсутствіе подобныхъ данныхъ о смертности въ сухопутномъ войскѣ и флотѣ. Соображенія, которыми я руководствовался для введенія этого элемента въ мою таблицу, подробно изложены въ §§ 16 и 17.

По условію b). Показанія о числѣ ежегодныхъ рожденій для лицъ православнаго исповѣданія для всей Россіи, и отдѣльно для каждаго пола, сколько мнѣ извѣстно, восходятъ только до 1796 года. Такимъ образомъ цифры таблицы смертности въ Россіи, для 1862 года, я могъ опредѣлить непосредственно только до 65-ти лѣтняго возраста, а для болѣе преклонныхъ лѣтъ долженъ былъ прибѣгать къ особеннымъ соображеніямъ (§ 18). Впрочемъ, можно замѣтить, что непосредственно вычисленныя указанія суть вмѣстѣ съ тѣмъ и самыя важныя, ибо они относятся къ самой

бо̀льшей части населенія, въ средѣ которой заключаются и всѣ такъ называемые производительные возрасты.

Что̀ же касается до пропусковъ, которые произошли въ показаніяхъ о числѣ родившихся, на-примѣръ по недоставленію списковъ о рожденіяхъ изъ нѣкоторыхъ эпархій (§ 14), а также изъ арміи и флота, то эти обстоятельства будутъ оговорены въ своемъ мѣстѣ. Къ тому жъ, не должно терять изъ виду, что употребленіе всякой уменьшенной цифры родившихся противъ дѣйствительной, ведетъ къ преувеличенію смертности въ извѣстныхъ возрастахъ, и слѣдовательно къ подтвержденію *главнаго положенія* нашего относительно неосновательности общепринятаго мнѣнія о чрезмѣрной смертности въ Россіи.

Изъ сказаннаго выше прямо усматривается, что *ежегодные итоги рожденій лицъ православнаго исповѣданія* составляютъ у меня главныя данныя, на которыхъ основаны предлагаемыя мною таблицы. Съ другой стороны не подлежитъ сомнѣнію, что эти данныя, по сущности своей, самыя точныя у насъ, ибо всѣ младенцы (кромѣ мертворожденныхъ и умершихъ до крещенія), немедленно послѣ крещенія вносятся въ метрическія книги. Другой элементъ, употребленный для вычисленія таблицъ — это *итоги умершихъ православнаго исповѣданія, по возрастамъ, въ 1862 году.* Числа умершихъ какъ въ Россіи, такъ и въ другихъ государствахъ, менѣе надежны, чѣмъ числа рожденій; должно однакожъ замѣтить, что и эти данныя, тому уже нѣсколько лѣтъ, собираются у насъ съ бо̀льшимъ тщаніемъ, чѣмъ прежде, въ чемъ я имѣлъ случай удостовѣриться изъ подробностей, сообщенныхъ мнѣ нѣсколькими священниками и благочинными. И такъ, въ отношеніи выбора статистическихъ цифръ, положенныхъ въ основаніе вычисленныхъ мною таблицъ, я сдѣлалъ все что было возможно въ настоящее время, и имѣю поводъ полагать, что полученные мною результаты заслуживаютъ нѣкотораго довѣрія по степени ихъ приближенія.

По условію с). Вліяніе особенныхъ, мѣстныхъ и временныхъ причинъ смертности, какъ на-примѣръ эпидемій, голода, наводне-

ній, землетрясеній и проч., которымъ подвергались нѣкоторыя области Россіи въ разныя эпохи, не могло быть принято въ расчетъ при составленіи нашихъ таблицъ по отсутствію сколько нибудь надежныхъ статистическихъ свѣдѣній, и въ особенности такихъ, которыя относились бы къ *возрасту* умершихъ. Впрочемъ, вліяніе это и не оказалось бы слишкомъ значительнымъ, какъ мы сейчасъ увидимъ. Къ главнымъ исключительнымъ причинамъ смертности относятся эпидемическія болѣзни, выходящія изъ круга обыкновенныхъ, и поражающія преимущественно нѣкоторые возрасты предъ другими. Таковы между прочимъ: чума, холера, тифъ, возвратная горячка. Всѣ эти болѣзни обнаруживались у насъ только въ нѣкоторыхъ мѣстностяхъ, и притомъ въ разныя эпохи, такъ что ежегодное число избыточнаго итога умершихъ отъ нихъ, сравнительно съ нормальнымъ числомъ для всей Имперіи, было не слишкомъ велико. Такъ чума, занесенная въ 1829 году въ Россію, а также чума 1837 года, появившаяся въ Одессѣ, впрочемъ въ весьма слабой степени, имѣли только мѣстный характеръ. Холера и тифъ, нѣсколько разъ возобновлявшіеся въ Россіи, сравнительно съ чумою, обнимали бо̀льшія пространства; поэтому они дѣйствовали губительнѣе, и должны отозваться, въ нѣкоторой степени, на цифрахъ нашихъ таблицъ. Возвратная горячка, появившаяся у насъ въ прошедшемъ 1864 году, поражавшая почти исключительно чернорабочихъ, чаще мужчинъ чѣмъ женщинъ, и еще рѣже дѣтей, по ограниченности объемлемой ею до настоящаго времени мѣстности, вѣроятно будетъ имѣть лишь незначительное вліяніе на будущіе общіе результаты законовъ смертности, а на нашу таблицу, какъ относящуюся къ смертности 1862 года, она вліянія имѣть не могла. По изслѣдованіямъ медиковъ, изъ названныхъ эпидемій чума рѣдко встрѣчается послѣ 50-ти лѣтняго возраста. Тифъ поражаетъ преимущественно людей полнокровныхъ, и чаще всего встрѣчается въ возрастѣ отъ 15 до 30 лѣтъ; при томъ замѣчено, что *брюшной тифъ* свойственъ болѣе дѣтскому и юношескому возрасту, а *сыпной* — возрасту мужественному. Холерою рѣдко заболѣваютъ грудные младенцы, а

также и отъ 10 до 20 лѣтъ; всего же чаще подвергались ея дѣйствію лица отъ 20 до 40 лѣтъ, такъ что изъ полнаго числа заболѣвшихъ ею, приходилось, на долю возраста отъ 20 до 40 лѣтъ, до $^1/_3$ въ Англіи и до $^1/_2$ въ Германіи.

Если бы, на основаніи послѣдняго факта, желали получить приблизительное понятіе о вліяніи, на цифры таблицы, усиленной смертности въ возрастѣ отъ 20 до 40 лѣтъ, на-примѣръ въ холерный 1831 годъ, то руководствовались бы слѣдующими, весьма простыми соображеніями: такъ какъ въ мѣстностяхъ, пораженныхъ холерою въ 1831 г., увеличился обыкновенный итогъ умершихъ сверстниковъ преимущественно въ возрастѣ отъ 20 до 40 л., то число оставшихся въ живыхъ того же возраста на столько же уменьшилось. Уменьшеніе это должно отразиться въ 1862 году на итогѣ дожившихъ до возраста отъ 51 до 71 года, и равнымъ образомъ нѣсколько ослабить его. Но уменьшеніе это, сравнительно съ разсматриваемыми нами итогами сверстниковъ въ возрастѣ отъ 51 до 71 года, распространенными на всю Имперію, конечно не слишкомъ значительно. Къ тому жъ, должно еще замѣтить, что въ относительной величинѣ послѣдовательныхъ указаній числа живыхъ въ таблицѣ, эта, нѣсколько усиленная, убыль въ народѣ отзовется несравненно менѣе рѣзкимъ образомъ, чѣмъ въ итогахъ умершихъ. Чтобы показать это съ возможною ясностію, обратимся къ численному примѣру, заимствуя данныя изъ вычисленной нами таблицы смертности для муж. пола (§ 21).

Изъ этой таблицы усматриваемъ, что при нормѣ 1000 рожденій, до 20-ти лѣтъ доживаютъ 519 лицъ, а до 21-го года, 514; слѣдовательно, число умершихъ въ этотъ годовой промежутокъ будетъ только 5. Еслибъ допустили, очевидно преувеличивая смертность отъ холеры, что она похищаетъ на 21-омъ году на-примѣръ $^1/_5$ изъ полнаго числа умершихъ въ этомъ возрастѣ во всей Имперіи при нормальной смертности, то, вмѣсто числа 5, пришлось бы принять $5 + 1 = 6$, и поэтому указаніе 514 таблицы, соотвѣтствующее 21-му году, замѣнить указаніемъ $514 - 1 = 513$. Такимъ образомъ оказывается, что содержаніе

избытка числа умершихъ отъ холеры, къ числу умершихъ при ея отсутствіи, будетъ, въ разсматриваемомъ возрастѣ,

$$\frac{1}{5} = 0,2,$$

между тѣмъ какъ содержаніе *убыли*, собственно отъ холеры, въ числѣ доживающихъ до 21 года, къ числу остающихся въ живыхъ при отрицаніи этой болѣзни, выражается дробью

$$\frac{1}{514} = 0,0019....$$

несравненно мéньшею предыдущей 0,2, чѣмъ и оправдывается приведенное выше утвержденіе. Замѣчаніе наше, сейчасъ подтвержденное цифрами, относится и къ дальнѣйшимъ возрастамъ, хотя въ нѣсколько слабѣйшихъ проявленіяхъ.

Присовокупимъ къ этому еще и то̀, что вообще послѣ опустошеній, производимыхъ повальными болѣзнями, усиливается рождаемость, какъ замѣчено статистиками, и слѣдовательно восполняется отчасти ненормальная убыль народонаселенія. Къ тому жъ, при существованіи эпидемій, дѣйствіе обыкновенныхъ болѣзней слабѣетъ, такъ что не весь избытокъ жертвъ эпидеміи долженъ быть принимаемъ въ расчетъ цифры ненормальной смертности.

Впрочемъ, еслибъ имѣли въ виду вычислить таблицу смертности съ большою степенью точности, какой далеко не достигаетъ ни одна иностранная таблица, то конечно надлежало бы принять во вниманіе и дѣйствіе упоминаемыхъ исключительныхъ причинъ. Но, по разнообразію и неуловимости встрѣчающихся при этомъ случайностей, едва-ли когда статистикамъ представится возможность ввести въ свои таблицы подобныя, и при томъ вполнѣ надежныя поправки.

Увеличенія смертности отъ убитыхъ на войнѣ мы въ расчетъ принимать не будемъ, потому что составляемъ таблицу смертности для нормальнаго состоянія жизненности въ Россіи.

По условію d). Имѣя въ виду, что всѣ составляемыя нами таблицы относятся единственно къ *православному* народонаселенію Россіи, и что употребленныя нами показанія о числѣ родив-

шихся восходятъ только до 1797 года, можно утвердительно сказать, что пріобрѣтеніе или отпаденіе областей, или же населенія изъ-внѣ и выселенія изъ Имперіи, по вліянію своему на итоги рожденій, должны быть совершенно неощутительны; слѣдовательно, въ этомъ отношеніи, не представляется надобности вводить какія либо поправки въ непосредственно получаемые результаты. И дѣйствительно, важнѣйшія пріобрѣтенія Россіи, съ народонаселеніемъ отчасти православнымъ, относятся къ болѣе ранней эпохѣ, именно къ 1773—1795 годамъ, когда въ составъ ея вошли Курляндія и нынѣшнія губерніи: Витебская, Могилевская, Минская, Гродненская, Виленская, Подольская и Волынская. Съ того времени одно только событіе — возсоединеніе уніатовъ съ православною церковію въ 1839 году — могло бы быть принято въ расчетъ составителемъ таблицы смертности, еслибъ имѣлись надлежащія данныя. Вліяніе на цифры таблицы этого приращенія православнаго населенія, относительно очень малаго, было бы, конечно, весьма слабымъ: оно обнаружилось бы только начиная съ указаній, соотвѣтствующихъ возрастамъ старшимъ 23 лѣтъ. Дѣйствительно, итоги рожденій греко-уніатовъ, до 1839 года, не входили въ вѣдомости Св. Сунода, между тѣмъ какъ со времени возсоединенія и до 1862 года, т. е. въ теченіе 23 лѣтъ, всѣ ихъ умершіе входятъ въ общую вѣдомость. Такимъ образомъ употребленныя нами цифры умершихъ въ 1862 г., начиная съ 23 лѣтняго возраста, оказываются въ нѣкоторой, впрочемъ весьма слабой, мѣрѣ усиленными противъ соотвѣтственнаго числа рожденій; такое усиленіе смертности не противорѣчитъ цѣли, указанной въ § 10; мы говоримъ *съ 23 лѣтъ*, ибо всѣ лица моложе этого возраста родились уже въ промежутокъ 1839 — 1862 г., и слѣдовательно вошли въ вѣдомость о родившихся.

§ 13. Переходимъ теперь къ численнымъ выкладкамъ по занимающему насъ вопросу. Данныя, которыми при этомъ мы будемъ пользоваться, помѣщены въ Приложеніяхъ, въ концѣ нашего труда. Таблица I-ая, заключаетъ въ себѣ итоги родившихся

и умершихъ, для каждаго пола отдѣльно, съ 1796 по 1862 годъ включительно. Показанія о періодѣ 1796—1804 года заимствованы изъ сочиненія Ак. Карла Германа: *Статистическія изслѣдованія относительно Россійской Имперіи*, 1819 г. (стр. 209). Подобныя цифры, за промежутокъ 1804 — 1835 г., извлечены изъ весьма полезнаго статистическаго труда: *Законы народонаселенія въ Россіи* С. Корсакова *), а съ 1835 по 1862 года изъ вѣдомостей, обнародоваемыхъ Св. Сѵнодомъ, и помѣщаемыхъ въ Мѣсяцесловахъ, которые ежегодно издаются при Академіи Наукъ. Таблица II-ая содержитъ въ себѣ итоги умершихъ лицъ православнаго исповѣданія, для каждаго пола отдѣльно, съ показаніемъ ихъ возраста по пятилѣтіямъ. Эти свѣдѣнія равнымъ образомъ публикуются отъ Св. Сѵнода.

Такъ какъ всѣ дальнѣйшія наши вычисленія будутъ производиться надъ весьма значительными числами, то мы, по примѣру всѣхъ статистиковъ, примемъ за основаніе нашихъ выводовъ извѣстную *теорему* Якова Бернулли, по которой, съ возрастающимъ числомъ испытаній, обнаруживается все бо̀льшая и бо̀льшая правильность въ относительномъ числѣ повторяющихся событій **). Этотъ примѣчательный законъ теоріи вѣроятностей, въ общемъ видѣ названный *Пуассономъ закономъ большихъ чиселъ* (*loi des grands nombres*), составляетъ надежнѣйшее начало, на которомъ можно основывать заключенія изъ соображенія многочисленныхъ данныхъ, относящихся къ какимъ либо явленіямъ, и получаемыхъ посредствомъ наблюденій.

На такихъ основаніяхъ разсмотримъ сперва первый періодъ, отъ 0 до 5 лѣтъ. Ясно, что младенцы, умершіе въ теченіе 1862 года до 5-ти лѣтняго возраста включительно, родились всѣ въ промежутокъ 1857—1862 г. Такимъ образомъ

---

*) *Матеріалы для Статистики Россійской Имперіи, издаваемые при Статистическомъ Отдѣленіи Совѣта Министерства Внутреннихъ Дѣлъ;* С. Петербургъ, 1841, Т. 2.

**) Смот. для подробностей на русскомъ языкѣ мою книгу: *Основанія математической теоріи вѣроятностей*, 1846 г., и преимущественно Главу II.

Всѣ умершіе до 1 года родились въ 1861 — 1862 г.
» » отъ 1 до 2 лѣтъ » » 1860 — 1861 »
» » » 2 » 3 » » » 1859 — 1860 »
» » » 3 » 4 » » » 1858 — 1859 »
» » » 4 » 5 » » » 1857 — 1858 »

Условимся, для сокращенія, изображать число рожденій мальчиковъ православнаго исповѣданія, соотвѣтствующее данному году, цифрою того самаго года, заключенною въ скобки. Такимъ образомъ *вѣроятная цифра* рожденій, относящаяся къ числу умершихъ младенцевъ до 1-го года будетъ *средняя ариѳметическая*

$$\frac{1}{2}[(1861) + (1862)].$$

Замѣтимъ при этомъ случаѣ, что, согласно съ общепринятымъ пріемомъ, мы и во всѣхъ дальнѣйшихъ вычисленіяхъ будемъ употреблять *среднюю ариѳметическую величину* тамъ, гдѣ по свойству данныхъ, истинная величина не можетъ быть опредѣлена.

Точно такъ же получимъ и *вѣроятныя цифры* рожденій, соотвѣтствующія числамъ умершихъ младенцевъ до 2 лѣтъ, до 3 лѣтъ, до 4 лѣтъ и до 5 лѣтъ. Эти цифры будутъ:

Число умершихъ:	*Число рожденій:*
отъ 1 года до 2 лѣтъ	$\frac{1}{2}[(1860) + (1861)]$
» 2 лѣтъ » 3 »	$\frac{1}{2}[(1859) + (1860)]$
» 3 » » 4 »	$\frac{1}{2}[(1858) + (1859)]$
» 4 » » 5 »	$\frac{1}{2}[(1857) + (1858)]$.

Сумма найденныхъ пяти чиселъ, именно

$$(1858) + (1859) + 1860) + (1861) + \frac{1}{2}[(1857) + (1862)],$$

изобразитъ вѣроятную *пятилѣтнюю* сложность рожденій, которою обусловливается смертность въ возрастѣ отъ 0 до 5 лѣтъ. Но такъ какъ мы разсматриваемъ смертность только за *одинъ* годъ, то предъидущую сумму слѣдуетъ раздѣлить на 5, и тогда получится

$$N_1 = \frac{(1858) + (1859) + (1860) + (1861)}{5} + \frac{1}{10}[(1857) + (1862)],$$

или, проще

$$N_1 = \frac{(1857) + (1862) + 2[(1858) + (1859) + (1860) + (1861)]}{10}, \ldots (1)$$

разумѣя подъ N_1 число годовыхъ рожденій муж. пола, изъ числа которыхъ умерло 583 091 младенецъ отъ 0 до 5 лѣтъ въ теченіе 1862 г. (Таблица II-ая). Изъ этихъ чиселъ уже легко опредѣлить, сколько, на извѣстное число рожденій, положимъ на 10 000, умираетъ младенцевъ до 5-ти лѣтняго возраста.

Пусть искомое число будетъ x_1, и примемъ для простоты

$$m_1 = 583\,091;$$

въ силу теоремы Якова Бернулли, изъ простой пропорціи найдется

$$x_1 = \frac{10\,000 . m_1}{N_1} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

Прежде чѣмъ пойдемъ далѣе, отыщимъ это число. Изъ Таблицы I-ой извлекаемъ слѣдующія показанія о числѣ рожденій муж. пола православнаго исповѣданія:

$$(1857) = 1\,362\,169$$
$$(1858) = 1\,412\,205$$
$$(1859) = 1\,461\,473$$
$$(1860) = 1\,424\,998$$
$$(1861) = 1\,435\,760$$
$$(1862) = 1\,505\,952.$$

Внося эти цифры въ формулу (1), получимъ

$$N_1 = 1\,433\,699,$$

и какъ $m_1 = 583\,091$, то и найдется по формулѣ (2)

$$x_1 = 4\,067.$$

Разсмотримъ совершенно подобнымъ образомъ періодъ отъ 5 до 10 лѣтъ для того же 1862 г. Прежде всего замѣтимъ, что

всѣ умершіе отъ 5 до 6 лѣтъ родились въ 1856 — 1857 г.
» » » 6 » 7 » » » 1855 — 1856 »
» » » 7 » 8 » » » 1854 — 1855 »
» » » 8 » 9 » » » 1853 — 1854 »
» » » 9 » 10 » » » 1852 — 1853 »

Изобразивъ чрезъ N_2 итогъ годовыхъ рожденій, изъ числа которыхъ умерло $m_2 = 47\,684$ младенца муж. пола отъ 5 до 10 лѣтъ, а чрезъ x_2 итогъ умершихъ младенцевъ того же возраста, отнесенный къ нормѣ 10 000 рожденій, получимъ какъ выше .

$$N_2 = \frac{(1852) + (1857) + 2[(1853) + (1854) + (1855) + (1856)]}{10}$$

и

$$x_2 = \frac{10\,000 . m_2}{N_2}.$$

Вычисляя N_2 и x_2 на основаніи данныхъ Таблицъ I-ой и II-ой

$$(1852) = 1\,276\,055$$
$$(1853) = 1\,364\,545$$
$$(1854) = 1\,308\,375$$
$$(1855) = 1\,273\,545$$
$$(1856) = 1\,230\,887$$
$$(1857) = 1\,362\,169$$
$$m_2 = \quad 47\,684,$$

получимъ $N_2 = 1\,299\,293$

и $x_2 = 367.$

Умершіе въ 1862 году въ возрастѣ отъ 10 до 15 лѣтъ, всѣ родились въ промежутокъ 1847 — 1852 года. Удержавъ прежнія знакоположенія, и поступая какъ выше, найдемъ для этого возраста

$$N_3 = 1\,249\,996$$
$$m_3 = \quad 22\,706$$
$$x_3 = \frac{10\,000 . m_3}{N_3} = 182.$$

Далѣе, для возраста отъ 15 до 20 лѣтъ, которому соотвѣтствуетъ промежутокъ 1842 — 1847 г., получатся слѣдующія значенія:

$$N_4 = 1\,193\,174$$
$$m_4 = \quad 20\,916$$
$$x_4 = \frac{10\,000 . m_4}{N_4} = 175,$$

и такъ далѣе, до возраста отъ 60 до 65 лѣтъ.

Для ясности и наглядности дальнѣйшаго изложенія, представимъ сводъ еще не вычисленныхъ величинъ, съ обозначеніемъ возрастныхъ 5-ти лѣтнихъ періодовъ, а также и соотвѣтственныхъ годовъ рожденій.

Лѣта умершихъ въ 1862 г.	Соотвѣтственныя величины N.	Соотвѣтственныя величины m.	Числа умершихъ на 10 000 рожд.	Умершіе показаннаго возраста родились въ пятилѣтія.
отъ 20 до 25 л.	N_5	m_5	x_5	1837 — 1842
» 25 » 30 »	N_6	m_6	x_6	1832 — 1837
» 30 » 35 »	N_7	m_7	x_7	1827 — 1832
» 35 » 40 »	N_8	m_8	x_8	1822 — 1827
» 40 » 45 »	N_9	m_9	x_9	1817 — 1822
» 45 » 50 »	N_{10}	m_{10}	x_{10}*	1812 — 1817
» 50 » 55 »	N_{11}	m_{11}	x_{11}*	1807 — 1812
» 55 » 60 »	N_{12}	m_{12}	x_{12}	1802 — 1807
» 60 » 65 »	N_{13}	m_{13}	x_{13}*	1797 — 1802

Для возрастовъ старшихъ 65 лѣтъ непосредственное вычисленіе величинъ N и x невозможно, потому что цифры рожденій за годы, предшествовавшіе 1796-му, неизвѣстны. Впрочемъ, отсутствіе этихъ данныхъ, какъ мы увидимъ ниже, не представляетъ, для главной нашей цѣли, никакого особеннаго неудобства.

Всѣ величины x съ указателями, кромѣ x_{10}, x_{11} и x_{13}, отмѣченныхъ въ таблицѣ звѣздочкою, и относящихся къ возрастамъ 45—50 л., 50—55 л. и 60—65 л., вычисляются точно такъ, какъ было показано выше. При опредѣленіи же упоминаемыхъ трехъ цифръ представляются нѣкоторыя обстоятельства, на которыя мы укажемъ въ слѣдующемъ §.

Вычисленіе величинъ N и x съ указателями, относящихся ко всѣмъ 5-ти лѣтнимъ возрастнымъ періодамъ, кромѣ трехъ сейчасъ названныхъ, приведетъ къ слѣдующимъ цифрамъ:

$m_5 = 20\,886$, $N_5 = 1\,105\,232$, $x_5 = 189$,
$m_6 = 20\,993$, $N_6 = 993\,227$, $x_6 = 211$,
$m_7 = 20\,926$, $N_7 = 955\,563$, $x_7 = 219$,
$m_8 = 23\,908$, $N_8 = 868\,737$, $x_8 = 275$,
$m_9 = 24\,826$, $N_9 = 797\,356$, $x_9 = 311$,
$m_{12} = 31\,401$, $N_{12} = 702\,924$, $x_{12} = 447$.

§ 14. Обращаемся теперь къ числамъ x_{10}, x_{11} и x_{13}; опредѣлимъ сперва величину N_{10} съ тѣмъ, чтобы вывести изъ нея x_{10} по формулѣ

$$x_{10} = \frac{10\,000 . m_{10}}{N_{10}}.$$

По предыдущему §, число N_{10}, относящееся къ возрасту 45—50 л., опредѣлится формулою:

$$N_{10} = \frac{(1812) + (1817) + 2[(1813) + (1814) + (1815) + 1816)]}{10}.$$

Входящія въ это выраженіе цифры годовыхъ рожденій муж. пола, съ присовокупленіемъ, для сличенія, цифръ четырехъ предшествовавшихъ годовъ, суть слѣдующія:

(1808) = 703 748
(1809) = 698 213.
(1810) = 722 049
(1811) = 706 994
(1812) = 663 741
(1813) = 577 939
(1814) = 643 388
(1815) = 700 886
(1816) = 768 958
(1817) = 772 258.

Достаточно пробѣжать эти цифры для того, чтобы замѣтить, что годы 1812, 1813 и 1814, въ особенности же 1813-ый, сравнительно съ смежными годами, представляютъ ощутительно *мéньшія* числа рожденій. Ненормальность этихъ годовъ относи-

тельно рождаемости прямо объясняется народною войною періода 1811, 1812 и 1813 годовъ. Пониженіе цифръ рожденій въ сказанные годы естественнымъ образомъ отразилось на числѣ умершихъ въ 1862 году въ возрастѣ отъ 45 до 50 лѣтъ; казалось бы, что это число, именно $m_{10} = 26\,989$, сравнительно съ цифрами смертности двухъ смежныхъ возрастныхъ пятилѣтій $m_9 = 24\,826$ и $m_{11} = 26\,385$, и притомъ согласно съ показаніями таблицъ смертности другихъ государствъ, должно бы, по величинѣ своей, быть среднимъ между m_9 и m_{11}; но на самомъ дѣлѣ выходитъ иначе: дѣйствительно имѣемъ $m_{10} > m_9$, и, вмѣстѣ съ тѣмъ, $m_{10} > m_{11}$. Съ перваго взгляда такое несогласіе могло бы показаться неточностію, происходящею отъ неполноты или невѣрности данныхъ. Но, если обратимся къ вѣдомостямъ предшествовавшихъ годовъ, то увидимъ, что итогъ m_{10} постоянно болѣе каждаго изъ двухъ смежныхъ итоговъ m_9 и m_{11}, и что изъятія нѣтъ ни для одного года. Въ подтвержденіе сказаннаго приводимъ цифры, относящіяся къ десятилѣтнему періоду, съ 1853 по 1862 годъ:

Годы.	40 — 45 л.	45 — 50 л.	50 — 55 л.
	m_9	m_{10}	m_{11}
1853	29 545	33 659	33 233
1854	25 861	29 210	28 204
1855	36 663	39 761	37 608
1856	28 993	30 565	29 245
1857	22 839	25 537	25 395
1858	23 425	25 696	25 197
1859	22 075	24 609	24 266
1860	26 141	28 357	27 837
1861	25 185	26 986	26 671
1862	24 826	26 989	26 385

Итакъ, на замѣченное сейчасъ несогласіе нельзя смотрѣть

какъ на какую либо случайность: это фактъ, подтверждаемый многочисленными и между собою согласными наблюденіями.

На такомъ основаніи, въ Россіи, возрастный періодъ отъ 45 до 50-ти лѣтъ можно назвать *критическимъ*, ибо смертность, относящаяся къ нему, значительнѣе чѣмъ въ смежные съ нимъ два періода, именно отъ 40 до 45 л. и отъ 50 до 55 лѣтъ. Въ § 19 мы увидимъ, что и по введеніи въ нашу таблицу надлежащихъ поправокъ, относящихся къ смертности въ войскѣ, замѣчаніе наше о возрастномъ періодѣ 45 — 50 л. сохранитъ полную силу.

Вычисляя величину N_{10} по приведенной въ началѣ этого § формулѣ, получимъ

$$N_{10} = 681\,834,$$

и какъ $m_{10} = 26\,989$, то и будетъ

$$x_{10} = \frac{10\,000 . m_{10}}{N_{10}} = 396.$$

Совершенно подобнымъ образомъ получимъ N_{11} и x_{11} удерживая, какъ выше, слабую цифру рожденій за 1812 годъ. Найдется

$$N_{11} = 702\,937,$$

и какъ $m_{11} = 26\,385$, то и будетъ

$$x_{11} = 375.$$

Независимо отъ сказаннаго относительно чиселъ x_{10} и x_{11}, должно еще замѣтить, что найденныя для нихъ значенія 396 и 375, собственно говоря, еще нѣсколько увеличены противъ дѣйствительныхъ, примѣрно на $1\frac{1}{2}$ проц. для x_{10} и на $\frac{1}{2}$ проц. для x_{11}. Это произошло оттого, что числа N_{10} и N_{11}, входящія знаменателями въ выраженія для x_{10} и x_{11}, и изъ которыхъ первое N_{10} выведено изъ сложности итоговъ рожденій за годы 1812 — 1817, а второе N_{11} изъ подобной же сложности за періодъ 1807 — 1812, приняты у насъ нѣсколько слабыми. Дѣйствительно въ эти итоги не вошли, по неимѣнію свѣдѣній, родившіеся въ Московской эпархіи за 1812 г. и въ Екатеринославской за 1812 и 1813

годы. Однакожъ, по причинѣ незначительности поправокъ, и притомъ согласно съ нашею цѣлію (§ 10), мы не уменьшимъ величинъ $x_{10} = 396$ и $x_{11} = 375$. Замѣтимъ мимоходомъ, что и для нѣкоторыхъ другихъ основныхъ чиселъ потребовались бы подобныя поправки, но еще въ мéньшихъ размѣрахъ.

Приведенное сейчасъ процентное уменьшеніе чиселъ x_{10} и x_{11} выведено на слѣдующемъ основаніи.

Въ *Матеріалахъ для Статистики Россійской Имперіи* (Т. 2-й, стр. 224) находимъ, что въ смежные съ 1812 годы 1811-ый и 1813-ый, число рожденій муж. пола въ Московской эпархіи было

въ 1811 г. 23 515
» 1813 » . . . . . 14 483.

Такъ какъ за промежуточный 1812 г., по причинѣ народной войны, не достаетъ показаній, то возьмемъ для приблизительнаго итога рожденій муж. пола въ этомъ году *среднюю ариѳметическую* цифру изъ двухъ смежныхъ; эта цифра будетъ

въ 1812 г. . . . . 18 999.

Далѣе, такъ какъ по эпархіи Екатеринославской не достаетъ свѣдѣній за два смежные года 1812 и 1813, то примемъ приблизительно итогъ рожденій муж. пола для каждаго изъ нихъ равнымъ *среднему ариѳметическому* итогу за годы 1811 и 1814. На стр. 290 упомянутаго сейчасъ сочиненія находимъ слѣдующія числа мужскихъ рожденій:

въ 1811 г. 26 720
» 1814 » 26 963;

средняя будетъ

въ 1812 и 1813 г. . . . . 26 841.

На основаніи этихъ данныхъ, вмѣсто величинъ

$(1812) = 663\,741$
$(1813) = 577\,939,$

значащихся въ Таблицѣ I-ой (см. Приложенія), очевидно слѣдовало бы принять приблизительно

$$(1812) = 663\,741 + 18\,999 + 26\,841 = 709\,581$$
$$(1813) = 577\,939 + 26\,841 = 604\,780.$$

Внося эти числа въ формулы

$$N_{10} = \frac{(1812) + (1817) + 2[(1813) + (1814) + (1815) + (1816)]}{10}$$
$$N_{11} = \frac{(1807) + (1812) + 2[(1808) + (1809) + (1810) + (1811)]}{10},$$

получимъ

$$N_{10} = 691\,786, \text{ вмѣсто } 681\,834$$
$$N_{11} = 707\,521, \quad » \quad 702\,937.$$

Отсюда новыя значенія для x_{10} и x_{11}, въ цѣлыхъ числахъ, будутъ

$$x_{10} = \frac{10\,000 . m_{10}}{N_{10}} = 390 = 396 - 6$$
$$x_{11} = \frac{10\,000 . m_{11}}{N_{11}} = 373 = 375 - 2.$$

При сравненіи этихъ величинъ съ прежденайденными, окажется, что отрицательная поправка — 6 для числа $x_{10} = 396$ составляетъ примѣрно $1\frac{1}{2}$ процента, а поправка — 2 для числа $x_{11} = 375$, съ небольшимъ $\frac{1}{2}$ процента, что̀ согласно съ сказаннымъ выше.

Для опредѣленія числа N_{13}, а слѣдовательно и x_{13}, нужно имѣть цифры годовыхъ рожденій муж. пола за шесть лѣтъ, съ 1797 по 1802 включительно. Но, за промежуточный 1800 годъ такихъ свѣдѣній не имѣется, потому что метрическія книги, относящіяся къ сказанному году, сгорѣли на дорогѣ изъ Москвы въ С. Петербургъ. Для возстановленія этой цифры, мы примемъ за вѣроятную ея величину *среднее ариѳметическое число* рожденій муж. пола двухъ смежныхъ годовъ, именно 1799 и 1801. На такомъ основаніи найдется

$$(1800) = \frac{1}{2}[(1799) + (1801)] = \frac{1}{2}[578\,028 + 627\,418]$$
$$= 602\,723,$$

вслѣдствіе чего получимъ

$$N_{13} = 595\ 174,$$

и какъ $m_{13} = 30\ 734$, то и будетъ

$$x_{13} = 516.$$

§ 15. Такимъ образомъ мы получили рядъ *основныхъ чиселъ* x_1, x_2, x_3..... до x_{13}, выражающихъ годовые итоги умершихъ изъ 10 000 новорожденныхъ муж. пола для пятилѣтнихъ возрастныхъ періодовъ до 65 лѣтъ. Пріемы для опредѣленія основныхъ чиселъ, относящихся къ дальнѣйшимъ возрастамъ, будутъ показаны далѣе, а теперь остановимся на нѣкоторыхъ заключеніяхъ, выводимыхъ изъ ближайшаго разсмотрѣнія ряда чиселъ x_1, x_2, x_3..... до x_{13}. Прежде всего расположимъ эти числа по порядку, и напишемъ противъ каждаго изъ нихъ соотвѣтственныя *основныя числа*, выведенныя изъ трехъ иностранныхъ таблицъ смертности, именно: изъ таблицы Зюсмильха, исправленной Бауманомъ (Таблица VI), Дювиллара (Таблица VII) и Варгетина для муж. пола (Таблица IX). Хотя первыя двѣ таблицы и относятся къ населенію обоего пола, но какъ мы покамѣстъ имѣемъ въ виду лишь соображенія объ общемъ ходѣ смертности, то онѣ для нашей цѣли вполнѣ достаточны. Для бо̀льшаго удобства при сравненіи цифръ четырехъ рядовъ *основныхъ чиселъ*, мы приняли 1 000 за общую норму рожденій *).

*) Всѣ упоминаемыя здѣсь таблицы, и еще нѣкоторыя другія, помѣщены въ Приложеніяхъ, въ концѣ сочиненія. Чтобы изъ этихъ таблицъ смертности получить *основныя числа*, т. е. итоги *умершихъ* извѣстнаго возраста, положимъ отъ 5 до 10 лѣтъ, очевидно стоитъ только цифру, относящуюся къ 10 годамъ, и означающую число доживающихъ до 10 лѣтъ, вычесть изъ цифры, соотвѣтствующей 5 годамъ, и опредѣляющей число доживающихъ до 5 лѣтъ. Замѣтимъ также, что въ нашемъ изложеніи мы нерѣдко уменьшаемъ, для простоты, норму рожденій. Такъ, на-примѣръ, таблица Дювиллара вычислена для 1 000 000 рожденій, а въ составленной сейчасъ таблицѣ, это число приведено къ 1 000, и слѣдовательно оно у насъ въ тысячу разъ менѣе первоначальнаго. При соотвѣтственномъ сокращеніи чиселъ различныхъ возрастныхъ указаній, мы будемъ увеличивать единицею послѣднюю удерживаемую цифру, если слѣдующая за нею не менѣе 5.

Возрастныя пятилѣтія.	Основныя числа на 10 000 рожденій.	Изъ 1 000 новорожденныхъ умираетъ.			
		По моему вычисленію.	По Дювиллару.	По Зюсмильху.	По Варгентину.
0 — 5	$x_1 = 4\,067$	407	417	421	353
5 — 10	$x_2 = 367$	37	32	47	46
10 — 15	$x_3 = 182$	18	22	21	23
15 — 20	$x_4 = 175$	18	27	20	21
20 — 25	$x_5 = 189$	19	31	25	26
25 — 30	$x_6 = 211$	21	33	27	27
30 — 35	$x_7 = 219$	22	34	30	30
35 — 40	$x_8 = 275$	28	35	35	30
40 — 45	$x_9 = 311$	31	35	35	38
45 — 50	$x_{10} = 396$	40	37	39	41
50 — 55	$x_{11} = 375$	38	40	45	48
55 — 60	$x_{12} = 447$	45	44	45	49
60 — 65	$x_{13} = 516$	52	47	48	56

При сличеніи послѣдовательныхъ значеній $x_1, x_2, x_3 \ldots$ до x_{13} съ соотвѣтственными цифрами Дювиллара, Зюсмильха и Варгентина, въ особенности же перваго изъ нихъ*), обнаруживается, что наши цифры смертности, относящіяся преимущественно къ пяти возрастнымъ періодамъ

20 — 25 л., 25 — 30 л., 30 — 35 л., 35 — 40 л., 40 — 45 л.,

а отчасти и къ возрасту отъ 15 до 20 лѣтъ, значительно слабѣе по процентному содержанію, чѣмъ по остальнымъ тремъ таблицамъ. Этотъ фактъ прямо указываетъ на существованіе особенно-вліятельной причины, еще не принятой нами въ расчетъ при опредѣленіи величинъ

x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, и отчасти x_4,

*) Должно, впрочемъ, замѣтить, что таблицу Дювиллара всѣ статистики считаютъ преувеличивающею смертность во Франціи.

и вслѣдствіе которой эти числа должны быть увеличены. Очевидную причину замѣченной аномаліи составляетъ *смертность въ войскѣ*, о которой было уже говорено (§ 12), и которую слѣдуетъ теперь ввести въ наши вычисленія.

§ 16. Вопросъ о *смертности въ нашемъ войскѣ*, по недостатку данныхъ, преимущественно относящихся къ распредѣленію умершихъ по возрастамъ, а также по неуловимости причинъ, имѣющихъ вліяніе на процентъ смертности въ арміи, едва-ли можетъ быть обработанъ съ большою точностію въ настоящее время. Самый примѣчательный, извѣстный намъ, трудъ по этому предмету есть статья капитана генеральнаго штаба Л. И. Ильяшевича: *Статистическое изслѣдованіе смертности въ нашей арміи*, помѣщенная въ *Военномъ Сборникѣ* (1863 г. № 2); къ этой статьѣ мы и отсылаемъ читателей, которые пожелали бы ознакомиться ближе съ сказаннымъ вопросомъ. Что же собственно касается до главной нашей цѣли — съ увѣренностію заключить о нормальности законовъ жизненности въ Россіи, — то цѣль эта достигается вполнѣ и при пособіи нынѣ имѣющихся данныхъ о смертности въ нашемъ войскѣ.

Изъ сказаннаго въ концѣ предыдущаго §, поправки относительно смертности военныхъ чиновъ должны быть отнесены къ основнымъ числамъ

$$x_5,\ x_6,\ x_7,\ x_8,\ x_9 \text{ и отчасти къ } x_4,$$

то есть къ возрастамъ отъ 20 до 45 лѣтъ и отъ 18 до 20 л. Сверхъ того, для успѣнія нашихъ доводовъ, мы распространимъ еще періодъ военной службы, съ уменьшенною впрочемъ мѣрою смертности, и на старшіе возрасты, именно отъ 45 до 60 лѣтъ; такимъ образомъ будутъ также подлежать увеличенію и основныя числа

$$x_{10},\ x_{11},\ \text{и}\ x_{12}.$$

Для опредѣленія поправокъ пяти основныхъ чиселъ

$$x_5,\ x_6,\ x_7,\ x_8,\ \text{и}\ x_9,$$

намъ нужны будутъ слѣдующія двѣ цифры за 1862 годъ:

1) Итогъ умершихъ военныхъ чиновъ, православнаго исповѣданія, въ возрастѣ отъ 20 до 45 лѣтъ; пусть будетъ q это число.
2) Итогъ умершихъ равновозрастнаго съ войскомъ остальнаго мужескаго православнаго населенія Имперіи; изобразимъ это число чрезъ p.

Сверхъ того, пусть будетъ μ мѣра смертности въ войскѣ для чиновъ возраста отъ 20 до 45 лѣтъ; условимся подъ этою мѣрою μ разумѣть число ежегодно умирающихъ изъ 1 000 человѣкъ. Означимъ чрезъ Q числительность войска православнаго исповѣданія того же возраста отъ 20 до 45 лѣтъ. По теоремѣ Якова Бернулли будетъ

$$q = Q \cdot \frac{\mu}{1\,000}, \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3)$$

ибо $\frac{\mu}{1\,000}$ изображаетъ вѣроятность для каждаго изъ военныхъ чиновъ сказаннаго возраста умереть въ теченіе одного года.

Подобнымъ образомъ изобразимъ чрезъ λ и P мѣру смертности и числительность невоеннаго, православнаго населенія муж. пола, возраста отъ 20 до 45 лѣтъ. Получимъ

$$p = P \cdot \frac{\lambda}{1\,000} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4)$$

Наконецъ, пусть будутъ

$$\xi_5,\ \xi_6,\ \xi_7,\ \xi_8 \text{ и } \xi_9$$

поправки пяти основныхъ чиселъ

$$x_5,\ x_6,\ x_7,\ x_8 \text{ и } x_9.$$

Положимъ, что опредѣляется которая нибудь изъ этихъ поправокъ, на-примѣръ первая изъ нихъ ξ_5, означающая итогъ людей военнаго званія, при нормѣ 10000 ежегодныхъ рожденій, умирающихъ въ возрастѣ отъ 20 до 25 лѣтъ. Если примемъ

$$\xi_5 = \rho x_5 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (5)$$

разумѣя подъ ρ коэффиціентъ избытка смертности въ войскѣ предъ остальнымъ равновозрастнымъ съ нимъ населеніемъ, то получимъ также

$$\left.\begin{aligned}\xi_6 &= \rho x_6\\ \xi_7 &= \rho x_7\\ \xi_8 &= \rho x_8\\ \xi_9 &= \rho x_9,\end{aligned}\right\} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

потому что смертность въ войскѣ допущена у насъ *средняя*, общая для всего возрастнаго періода отъ 20 до 45 лѣтъ; болѣе точнаго распредѣленія смертности въ войскѣ, на-примѣръ по *пятилѣтіямъ*, мы не могли ввести въ наши вычисленія за неимѣніемъ такого рода данныхъ.

И такъ, остается найти коэффиціентъ ρ; легко сообразить, что эта величина опредѣлится отношеніемъ

$$\rho = \frac{Q.\mu}{P.\lambda},$$

или, вслѣдствіе формулъ (3) и (4),

$$\rho = \frac{Q.\frac{\mu}{1\,000}}{P.\frac{\lambda}{1\,000}} = \frac{q}{p} = \frac{Q.\frac{\mu}{1\,000}}{p} \ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

Дѣйствительно, чтобъ удостовѣриться въ томъ, стоитъ только принять во вниманіе, что каждая изъ поправокъ

$$\xi_5,\ \xi_6,\ \xi_7,\ \xi_8 \text{ и } \xi_9$$

должна быть во столько разъ меньше противъ соотвѣтствующаго ей основнаго числа

$$x_5,\ x_6,\ x_7,\ x_8 \text{ и } x_9,$$

во сколько числительность Q войска, принятаго въ расчетъ, меньше остальнаго равновозрастнаго съ нимъ населенія P, и, напротивъ того, должна быть во столько разъ больше, во сколько смертность μ въ войскѣ больше смертности λ въ равновозрастномъ остальномъ населеніи Имперіи.

На основаніи равенства $\rho = \frac{q}{p}$ (Формула 7), рѣшеніе нашего вопроса приводится къ опредѣленію величинъ q и p, какъ было сказано выше; въ силу же равенства

$$\rho = \frac{Q \cdot \frac{\mu}{1\,000}}{p},$$

равнозначащаго съ предыдущимъ, и доставляемаго тою же формулою (7), слѣдуетъ найти численныя значенія трехъ количествъ μ, Q и p. Послѣднее уравненіе мы и примемъ за основаніе нашихъ вычисленій; начнемъ съ опредѣленія величины μ.

По изслѣдованіямъ Г. Л. Ильяшевича, предложеннымъ въ упомянутой предъ симъ статьѣ его (стр. 363), смертность въ войскѣ подвергалась въ періодъ 1841—1861 г. весьма значительнымъ измѣненіямъ. Приводимъ здѣсь результаты его вычисленій:

На 1000 человѣкъ всѣхъ возрастовъ:

Въ	1841	г. умерло	42,0
»	1842	» »	39,5
»	1843	» »	33,5
»	1844	» »	34,2
»	1845	» »	37,1
»	1846	» »	37,6
»	1847	» »	41,0
»	1850	» »	40,6
»	1851	» »	34,9
»	1852	» »	32,1
		Среднее число	37,4

Въ	1857	г. умерло	27,1
»	1858	» »	18,4
»	1859	» »	15,5
»	1860	» »	16,4
»	1861	» »	15,5
		Среднее число	18,7

Въ 1862 году, для котораго мы составляемъ таблицу, смертность въ войскѣ была еще слабѣе, чѣмъ въ предшествовавшіе годы. Изъ *Отчета медицинскаго департамента военнаго министерства за 1862 годъ* *), усматриваемъ, что въ сказанномъ году отношеніе числа умершихъ къ общему числу войскъ составляло только 1 : 72 (стр. 7), то есть 13,88 на 1000 человѣкъ.

Изъ этихъ цифръ оказывается, что ежегодная смертность въ нашей сухопутной арміи, до восточной войны, простиралась въ сложности до 37,4 челов. на 1000. Послѣ этой войны, среднее число за пять годовъ, съ 1857 по 1861, уменьшилось на половину (18,7 вмѣсто 37,4 на 1000), а если принять въ расчетъ и 1862 годъ, то для средней цифры смертности получится еще болѣе выгодный результатъ, именно 17,8 челов. на 1000.

Въ Отчетѣ по *Медицинскому управленію Морскаго Вѣдомства* (*Морской Сборникъ*, 1864 г. № 9, стр. 6) значится, что въ 1862 году на 1000 человѣкъ команды умирало 15,6 чел. Этотъ результатъ очень близокъ къ цифрѣ за 1861 годъ для сухопутнаго войска.

Такъ какъ разсматриваемая нами эпоха смертности относится къ 1862 году, то мы имѣли бы нѣкоторое основаніе принять въ расчетъ *слабѣйшую* цифру 13,88..., относящуюся къ этому году, подвергнувъ ее только незначительному увеличенію вслѣдствіе бо́льшей смертности во флотѣ; но, въ виду цѣли нашей — давать перевѣсъ болѣе невыгоднымъ для рѣшаемой задачи предположеніямъ, — мы увеличимъ даже *среднюю цифру* 17,8 шестилѣтняго періода 1857—1862 г., и примемъ ее равною 19. И такъ

$$\mu = 19,$$

то есть мы допускаемъ, что изъ 1000 человѣкъ военныхъ чиновъ, въ возрастѣ отъ 20 до 45 лѣтъ, умираетъ ежегодно 19 человѣкъ. Въ дальнѣйшемъ изложеніи мы еще нѣсколько возвысимъ эту норму.

---

*) Смот. *8-ое приложеніе* къ *всеподданнѣйшему Отчету о дѣйствіяхъ Военнаго Министерства за 1862 годъ.*

Что касается до элемента Q, то, принявъ его равнымъ *одному милліону*, мы, конечно, преувеличимъ дѣйствительную числительность войска православнаго исповѣданія, притомъ еще съ ограниченіемъ возраста чиновъ отъ 20 до 45 лѣтъ. Утвержденіе наше основывается между прочимъ на слѣдующихъ соображеніяхъ:

Въ *Отчетѣ о дѣйствіяхъ Военнаго Министерства за 1861 годъ* значится, что числительная сила нашихъ войскъ къ 1-му января 1862 г. по спискамъ составляла:

Регулярныхъ:

	Генераловъ, штабъ и оберъ-офицеровъ.	Нижнихъ чиновъ.
Дѣйствующихъ	25 124	763 911
Резервныхъ	3 006	95 086
	28 130	858 997
Кромѣ сего числящихся по армейской пѣхотѣ, кавалеріи, артиллеріи и другимъ частямъ.	3 726	
Итого. . .	31 856	858 997.

Иррегулярныхъ:

Генераловъ, штабъ и оберъ-офицеровъ.	4 818
Нижнихъ чиновъ.	302 961

Такимъ образомъ, числительность сухопутнаго войска къ 1-му января 1862 года была

	31 856
	858 997
	4 818
	302 961
Всего. . .	1 198 632.

Если къ этому итогу прибавимъ числительность флота, не доходящую до 50 000 *), то окажется, что вся военная сила въ упоминаемую эпоху простиралась примѣрно до

1 248 632 человѣкъ.

*) Смот. *Отчеты директора Инспекторскаго департамента Морскаго Министерства.*

Представляемъ подобный расчетъ о числительности нашихъ войскъ къ 1-му января 1863 года, заимствуя данныя изъ *Отчета Военнаго Министерства* за 1862 годъ. По спискамъ состояло:

Регулярныхъ:

	Генераловъ, штабъ и оберъ-офицеровъ.	Нижнихъ чиновъ.
Дѣйствующихъ	23 602	738 714
Резервныхъ	3 228	79 391
Сверхъ того числящихся по армейской пѣхотѣ, кавалеріи, артиллеріи и другимъ частямъ	4 280	
Итого	31 110	818 105.

Иррегулярныхъ:

Генераловъ, штабъ и оберъ-офицеровъ	4 386
Нижнихъ чиновъ	267 125
Итого	271 511.

Кромѣ того, какъ значится въ томъ же *Отчетѣ*, въ шести Башкирскихъ кантонахъ, обязанныхъ службою, числилось по спискамъ:

Генераловъ, штабъ и оберъ-офицеровъ	533
Нижнихъ чиновъ	29 366
Итого	29 899.

Хотя Башкирскіе нижніе чины почти всѣ мусульмане, и поэтому, при нашей цѣли, могли бы быть исключены, мы, однакожъ, введемъ и ихъ число въ общій итогъ разсматриваемой нами числительности войска. И такъ, числительная сила сухопутнаго войска къ 1-му января 1863 года была:

	31 110
	818 105
	271 511
	29 899
Всего	1 150 625.

Прибавимъ къ этому итогу числительность флота, то есть 50 000, получимъ число

1 200 625,

приблизительно изображающее полную военную силу Россіи къ 1-му января 1863 года.

Имѣя такимъ образомъ цифры

1 248 632 и 1 200 625

для числительной силы войскъ къ 1-му января 1862 г. и къ 1-му января 1863 г., получимъ вѣроятную цифру числительности войска въ теченіе 1862-го года взявъ *среднюю* изъ этихъ двухъ показаній; эта *средняя* будетъ

$$\frac{1}{2}(1\,248\,632 + 1\,200\,625) = 1\,224\,629.$$

Но изъ этой цифры 1 224 629, при допущенныхъ условіяхъ и при той цѣли, которую имѣемъ въ виду, должно будетъ исключить:

1) Отдѣльный Кавказскій корпусъ, Гвардейскій корпусъ и отчасти Гренадерскій, принятые въ расчетъ въ употребленной нами Вѣдомости о числѣ умершихъ въ 1862 году *).
2) Весьма значительное число находящихся въ нашемъ войскѣ иновѣрцевъ, какъ то: раскольниковъ, католиковъ, лютеранъ, евреевъ, магометанъ и проч.
3) Всѣ военные чины возрастовъ, выходящихъ изъ предѣловъ 20 — 45 лѣтъ.
4) Всѣхъ поступившихъ въ военную службу изъ солдатскихъ дѣтей по той причинѣ, что они, равно какъ и всѣ родившіеся отъ родителей военнаго званія, не могутъ имѣть вліянія на увеличенія нашихъ основныхъ чиселъ x_1, x_2, x_3 . . . . ., ибо они не вошли въ итоги рожденій, обусловливающіе эти величины x_1, x_2, x_3 . . . . . .

*) Мы говоримъ *отчасти*, потому что слишкомъ низкія цифры умершихъ по *Гренадерскому корпусу*, показанныя въ Вѣдомости, обнаруживаютъ неполноту свѣдѣній. Смот. *Мѣсяцеслов на 1865 годъ*.

Что касается до кантонистовъ, писарей и проч., то нѣтъ надобности принимать ихъ въ расчетъ, потому что въ огромномъ большинствѣ случаевъ цифры ихъ рожденій не вошли въ употребленные нами общіе итоги. Равнымъ образомъ, безсрочно и временно-отпускные нижніе чины, также разрядные неспособные, почти не имѣютъ вліянія на наши расчеты; дѣйствительно, случаи ихъ смерти вносятся въ общія метрическія книги тѣхъ приходовъ, гдѣ они умираютъ, а поэтому внесены также и въ употребленныя нами Вѣдомости объ умершихъ.

Кромѣ того, можно еще замѣтить, что принявъ $\mu = 19$, мы уже усилили смертность въ войскѣ, что̀ также влечетъ за собою ослабленіе цифры Q.

И такъ, на основаніи всего сказаннаго, принявъ числительность войска православнаго исповѣданія въ возрастѣ отъ 20 до 45 лѣтъ, т. е. $Q = 1\,000\,000$, мы, безъ сомнѣнія, преувеличимъ еще этотъ элементъ.

Величина p, изображающая итогъ умершихъ въ 1862 году, въ возрастѣ отъ 20 до 45 лѣтъ, невоеннаго муж. пола православнаго населенія Имперіи, опредѣляется непосредственно по Таблицѣ II-ой (См. Приложенія), и будетъ

Отъ 20 до 25	л.	умерло	20 886
» 25 — 30	»	»	20 993
» 30 — 35	»	»	20 926
» 35 — 40	»	»	23 908
» 40 — 45	»	»	24 826
		Всего	111 539 человѣкъ.

Опредѣливъ такимъ образомъ числепныя значенія трехъ элементовъ

$$\mu = 19, \quad Q = 1\,000\,000, \quad p = 111\,539,$$

и внеся ихъ въ формулу (7), получимъ

$$\rho = \frac{19\,000}{111\,539} + 0{,}1703 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (8)$$

Числитель $q = 19\,000$ этой дроби изображаетъ найденный нами вѣроятный, нѣсколько преувеличенный итогъ умершихъ въ 1862 г. военныхъ чиновъ православнаго исповѣданія, возраста отъ 20 до 45 лѣтъ. Что итогъ этотъ преувеличенъ, подтверждается и прямыми данными. Дѣйствительно, въ *Общемъ обзорѣ Отчета Военнаго Министерства за 1862 годъ* (стр. 29) значится, что изъ числа больныхъ военнаго вѣдомства во всѣхъ военныхъ госпиталяхъ, лазаретахъ, околодкахъ, слабосильныхъ командахъ и гражданскихъ больницахъ въ теченіе 1862 года

Умерло . . . . . 16 085 *) челов.

Если къ этому числу прибавимъ цифру 631, изображающую итогъ умершихъ чиновъ Морскаго вѣдомства въ теченіе отчетнаго 1862 года, то есть съ 1 ноября 1861 по 1 ноября 1862 года, то получимъ

	Умерло:
По военному сухопут. вѣдомству	16 085
» морскому вѣдомству	631
Итого . .	16 716.

Цифра 631 взята изъ *Отчета по медицинскому управленію Морскаго Министерства за 1862 годъ* (стр. 1 и 2) (*Морской Сборникъ*, 1863 г. № 7); въ *Отчетѣ* значится, что смертность распредѣлялась слѣдующимъ образомъ:

	Умерло:
Штабъ и оберъ-офицеровъ и чиновниковъ морскаго вѣдомства	16
Нижнихъ морскихъ чиновъ.	529
Скоропостижно умершихъ	86
Итого . .	631.

*) Изъ этого числа, собственно говоря, слѣдовало бы еще вычесть итоги умершихъ по Гвардейскому, Гренадерскому и Кавказскому корпусамъ, потому что эти итоги уже приняты нами въ расчетъ. По *Мѣсяцеслову на 1865 г.* найдется, что число умершихъ, о которыхъ идетъ рѣчь, въ возрастѣ отъ 20 до 45 лѣтъ, въ сложности простиралось до 1 568 чел. Но чтобы придать болѣе силы дальнѣйшимъ нашимъ заключеніямъ, мы удержимъ первоначальную цифру 16 085.

И такъ, цифра умершихъ 16 716 для всего войска, сухопутнаго и морскаго, полученная непосредственно изъ офиціальныхъ данныхъ, оказывается ниже найденной нами 19 000, не смотря даже на то, что величина послѣдней, 19 000, по сущности вышеприведенныхъ ограниченій, должна бы быть слабѣе полнаго итога 16 716. Строго придерживаясь нашей главной цѣли, выраженной въ § 10, мы не уменьшимъ цифры 19 000, имѣя въ виду предупредить всякое возраженіе, даже въ томъ случаѣ, еслибъ офиціальныя данныя о числѣ умершихъ въ войскѣ за 1862 г., по слабости показанныхъ цифръ, возбудили нѣкоторое сомнѣніе и подали поводъ подозрѣвать какіе либо пропуски. Кромѣ того мы руководствуемся еще и тѣмъ соображеніемъ, что по отзыву *Медицинскаго Департамента Военнаго Министерства**) «1862 годъ въ отношеніи къ состоянію здоровія войскъ можетъ быть отнесенъ къ числу *самыхъ благопріятныхъ*, ибо хотя въ этомъ году отношеніе числа заболѣвшихъ къ наличному составу войскъ нѣсколько и увеличилось, но за то смертность въ войскахъ была гораздо менѣе, чѣмъ въ предшествовавшія пять лѣтъ».

Наконецъ, для удобства, выразимъ вышенайденную величину ρ въ *сотыхъ доляхъ*, и, вмѣсто значенія $\rho = 0{,}1703\ldots\ldots$ (формула 8), примемъ

$$\rho = 0{,}18;$$

чрезъ это число $q = 19\,000$ еще увеличится, и будетъ равно слишкомъ 20 000. Такимъ образомъ мѣру смертности въ войскѣ μ мы увеличили до цифры, превосходящей 20.

Обратимся теперь къ формуламъ (5) и (6), и внесемъ въ нихъ численныя значенія величинъ x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, приведенныя въ § 15; получимъ слѣдующія цифры для поправокъ:

$\xi_5 = 0{,}18 . x_5 = 0{,}18 \times 189 = 34{,}02$, или, кругл. числ. $= 34$
$\xi_6 = 0{,}18 . x_6 = 0{,}18 \times 211 = 37{,}98$, » » » $= 38$
$\xi_7 = 0{,}18 . x_7 = 0{,}18 \times 219 = 39{,}42$, » » » $= 39$
$\xi_8 = 0{,}18 . x_8 = 0{,}18 \times 275 = 49{,}50$, » » » $= 50$
$\xi_9 = 0{,}18 . x_9 = 0{,}18 \times 311 = 55{,}98$, » » » $= 56$.

*) *Отчетъ Медиц. Департ. Военнаго Министерства за 1862 годъ;* стр. 7.

Слѣдовательно новыя, исправленныя *основныя числа* x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, которыя изобразимъ соотвѣтственно чрезъ x'_5, x'_6, x'_7, x'_8, x'_9, будутъ

$$x'_5 = x_5 + \xi_5 = 189 + 34 = 223$$
$$x'_6 = x_6 + \xi_6 = 211 + 38 = 249$$
$$x'_7 = x_7 + \xi_7 = 219 + 39 = 258$$
$$x'_8 = x_8 + \xi_8 = 275 + 50 = 325$$
$$x'_9 = x_9 + \xi_9 = 311 + 56 = 367.$$

§ 17. Такъ какъ въ военную службу поступаютъ 18-ти и 19-ти лѣтъ, и остаются въ ней, хотя немногіе нижніе чины, въ возрастахъ отъ 45 до 50 л., отъ 50 до 55 л. и отъ 55 до 60 л., то, согласно съ сказаннымъ въ предыдущемъ §, мы примемъ въ расчетъ и вліяніе этихъ болѣе или менѣе исключительныхъ случаевъ на наши основныя числа.

Соображая, что для пятилѣтняго періода отъ 20 до 25 лѣтъ къ цифрѣ $x_5 = 189$ пришлось прибавить поправку $\xi_5 = 34$, естественно будетъ для двухъ лѣтъ, предшествующихъ 20-ти лѣтнему возрасту, принять поправку равную *двумъ пятымъ* того же числа 34, т. е., круглымъ числомъ, 14. Поэтому изобразивъ чрезъ x'_4 исправленную величину основнаго числа x_4, получимъ

$$x'_4 = x_4 + 14 = 175 + 14 = 189.$$

Но при этомъ не должно забывать, что когда употребимъ интерполяцію (§ 21) для опредѣленія промежуточныхъ чиселъ между x_3 и x'_4, то поправка 14 должна быть отнесена только къ 18-ти и 19-ти-лѣтнимъ возрастамъ.

Что̀ касается до поправокъ ξ_{10}, ξ_{11} и ξ_{12} величинъ $x_{10} = 396$, $x_{11} = 375$ и $x_{12} = 447$, относящихся къ возрастамъ 45—50 л., 50 — 55 л. и 55 — 60 л., то мы конечно преувеличимъ смертность, собственно относящуюся къ войску, принявъ ξ_{10} равною *половинѣ* предшествующей поправки $\xi_9 = 56$, т. е. числу 28. Поправки ξ_{11} и ξ_{12}, какъ относящіяся еще къ болѣе престарѣлымъ возрастамъ, примемъ мéньшими: допустимъ, на-примѣръ, что сумма

ихъ составляетъ *двѣ трети* отъ $\xi_9 = 56$, т. е., круглымъ числомъ, 38; разложимъ это число на двѣ части, въ приблизительномъ содержаніи 2 къ 1; бо́льшую часть 26 примемъ за поправку ξ_{11}, а мѣньшую 12, за ξ_{12}. И такъ

$$\xi_{10} = 28, \quad \xi_{11} = 26, \quad \xi_{12} = 12,$$

вслѣдствіе чего получимъ

$$x'_{10} = x_{10} + \xi_{10} = 396 + 28 = 424$$
$$x'_{11} = x_{11} + \xi_{11} = 375 + 26 = 401$$
$$x'_{12} = x_{12} + \xi_{12} = 447 + 12 = 459.$$

Введеніе поправокъ для четырехъ основныхъ чиселъ x_4, x_{10}, x_{11} и x_{12}, относящихся къ возрастамъ, которые выходятъ изъ первоначально предположенныхъ предѣловъ 20—45 л., и, вмѣстѣ съ тѣмъ, усиленіе нормы μ смертности въ войскѣ, ощутительнымъ образомъ ослабляютъ цифру Q. Поэтому, повторяемъ, не подлежитъ сомнѣнію, что принятое нами значеніе $Q = 1\,000\,000$ будетъ превышать дѣйствительную его величину.

Приводимъ теперь исправленный рядъ основныхъ чиселъ x съ указателями и соотвѣтственные имъ итоги живыхъ, распредѣленныхъ по пятилѣтнимъ возрастнымъ періодамъ:

Лѣта.	На 10 000 рожденій.	
	Умерло.	Въ живыхъ.
0 — 5	4 067	5 933
5 — 10	367	5 566
10 — 15	182	5 384
15 — 20	189	5 195
20 — 25	223	4 972
25 — 30	249	4 723
30 — 35	258	4 465
35 — 40	325	4 140
40 — 45	367	3 773
45 — 50	424	3 349
50 — 55	401	2 948
55 — 60	459	2 489
60 — 65	516	1 973

§ 18. Остается теперь дополнить рядъ x_1, x_2, x_3.... x_{13} опредѣливъ послѣднія *семь основныхъ чиселъ*, именно:

$$x_{14},\ x_{15},\ x_{16},\ x_{17},\ x_{18},\ x_{19}\ \text{и}\ x_{20},$$

соотвѣтствующія *семи* возрастнымъ пятилѣтіямъ

$$65 — 70\ \text{л.},\ 70 — 75\ \text{л.},\ 75 — 80\ \text{л.}\ldots\ldots,\ 95 — 100\ \text{л.}$$

При совершенномъ отсутствіи точныхъ данныхъ о числительности присоединеннаго къ Россіи населенія православнаго исповѣданія въ разные годы періода 1762—1797 г., къ которому относятся эпохи рожденія свыше 65-ти лѣтнихъ стариковъ, умершихъ въ 1862 году, мы лишены возможности вывести эти послѣднія *основныя числа* изъ прямыхъ наблюденій. И такъ, по необходимости, должно прибѣгнуть къ какому либо предположенію, наиболѣе заслуживающему довѣріе.

Не поставляя себѣ задачею строгое распредѣленіе итоговъ умершихъ въ преклонныя лѣта, казалось бы возможнымъ принять числа

$$x_{14},\ x_{15},\ x_{16}\ldots\ldots\ldots\ x_{20}$$

соотвѣтственно пропорціональными итогамъ умершихъ въ возрастахъ

$$65 — 70\ \text{л.},\ 70 — 75\ \text{л.}\ldots\ldots\ 95 — 100\ \text{л.},$$

показаннымъ въ Вѣдомости за 1862 г. (Таблица II), и притомъ съ условіемъ, чтобы сумма ихъ равнялась 1973, то есть числу остающихся въ живыхъ стариковъ 65-ти лѣтъ при нормѣ 10 000 рожденій. Но такое допущеніе очевидно не позволительно, потому что оно влечетъ за собою и предположеніе о неподвижности народонаселенія Россіи въ теченіе 35-ти лѣтъ, истекшихъ съ 1762 г. по 1797 годъ, то есть въ промежутокъ времени, къ которому относятся рожденія умершихъ въ 1862 году стариковъ въ возрастѣ отъ 65 до 100 лѣтъ. Въ эти 35 лѣтъ народонаселеніе Россіи увеличивалось не только вслѣдствіе естественнаго закона преобладанія числа рожденій надъ числомъ умершихъ, но еще и отъ присоединенія къ Имперіи завоеванныхъ провин-

ціи. И дѣйствительно, съ 1773 по 1795 г., какъ уже замѣчено въ § 12, присоединены къ ней Курляндія и нынѣшнія губерніи: Витебская, Могилевская, Гродненская, Виленская, Минская, Подольская и Волынская. Населеніе однѣхъ этихъ губерній въ 1796 году простиралось слишкомъ до 6 милліоновъ жителей, изъ числа которыхъ весьма значительная часть была православнаго исповѣданія.

О мѣрѣ увеличенія народонаселенія въ Россіи можно, приблизительно, судить по слѣдующихъ цифрамъ (уже приведеннымъ въ § 6), относящимся къ крайнимъ годамъ разсматриваемой теперь эпохи:

	Безъ пріобр. провинцій:	Съ пріобр. пров. примѣрно:
Въ 1762 г. . . .	17 303 414 жит.	19 милліоновъ.
» 1796 » . . .	22 248 710 »	36 »

Числа x_{14}, x_{15}..... x_{20} могли бы быть опредѣлены и на основаніи извѣстной *гипотезы* Эйлера, по которой допускается одновременное возрастаніе народонаселенія, числа рожденій, числа умершихъ и проч. въ *прогрессіи геометрической*. Но выведенные изъ этого начала результаты подали бы поводъ къ справедливымъ возраженіямъ. Въ самомъ дѣлѣ, приращеніе народонаселенія Россіи съ 1762 по 1796 г. не было вполнѣ правильнымъ, нормальнымъ, однимъ словомъ такимъ, которое обусловливается единственно преобладаніемъ рождаемости предъ смертностію, какъ требуетъ того примѣненіе къ вопросу *гипотезы* Эйлера; населеніе Имперіи, возрастая въ этотъ промежутокъ времени вслѣдствіе естественнаго закона, подвергалось вмѣстѣ съ тѣмъ и разнымъ ненормальнымъ приращеніямъ чрезъ присоединеніе къ ней завоеванныхъ провинцій. По этой причинѣ сказанная гипотеза, въ настоящемъ случаѣ, принята быть не можетъ.

При неимѣніи статистическихъ данныхъ за періодъ 1762 — 1797 г., требуемыхъ для прямаго вычисленія *семи* основныхъ чиселъ x_{14}, x_{15} .... x_{20}, и при непримѣнимости къ вопросу двухъ упомянутыхъ сейчасъ пріемовъ, мы полагаемъ, что самый естественный и вмѣстѣ надежный путь будетъ состоять въ

томъ, чтобы наши указанія, относящіяся къ пятилѣтнимъ періодамъ

65 — 70 л., 70 — 75 л., 75 — 80 л. . . . . 95 — 100 л.,

согласить съ соотвѣтственными указаніями уже существующей таблицы, тщательно вычисленной для страны, наиближе подходящей къ Россіи по своимъ условіямъ смертности. Въ этомъ отношеніи считаемъ таблицу Варгентина для мужескаго пола наиболѣе цѣлесообразною. И дѣйствительно, наша цифра 1973, соотвѣтствующая возрасту 65 лѣтъ, съ котораго мы начинаемъ вычисленіе основныхъ чиселъ x_{14}, x_{15}, x_{16} . . . . . , не слишкомъ удаляется отъ соотвѣтственной ей цифры 2141 Варгентина (Таблица IX-ая); кромѣ того, таблица Варгентина составлена для Швеціи, именно для страны, которая отчасти по климатическимъ условіямъ имѣетъ болѣе сходства съ Россіею, чѣмъ другія государства. Вообще, избранный нами путь для вычисленія указаній x_{14}, x_{15}, x_{16} . . . . . можно считать въ достаточной мѣрѣ удовлетворительнымъ, тѣмъ болѣе, что строгое распредѣленіе по возрастамъ числа 1973 умершихъ изъ 10 000 рожденій, начиная съ 65 лѣтъ до предѣла человѣческой жизни, имѣетъ только значеніе второстепенное для главной нашей цѣли.

Такъ какъ въ дальнѣйшихъ нашихъ таблицахъ мы будемъ преимущественно употреблять уменьшенную норму рожденій, именно 1 000 вмѣсто 10 000, то, для избѣжанія дробныхъ чиселъ, мы увеличимъ послѣднее основное число x_{20} противъ той величины, которая вытекаетъ для него изъ таблицы Варгентина. И такъ, допустимъ, что $x_{20} = 10$ при нормѣ 10 000 рожденій, и слѣдовательно равно *единицѣ* при нормѣ 1 000 рожденій. Очевидно, что сдѣланное нами предположеніе, увеличивающее смертность въ послѣднемъ возрастномъ пятилѣтіи отъ 95 до 100 лѣтъ, будетъ имѣть совершенно незамѣтное вліяніе на указанія предшествующихъ шести пятилѣтнихъ возрастныхъ періодовъ отъ 65 до 95 лѣтъ.

Для опредѣленія шести основныхъ чиселъ

$$x_{14},\ x_{15},\ x_{16},\ x_{17},\ x_{18},\ x_{19},$$

выводимъ соотвѣтственныя имъ изъ таблицы Варгентина чрезъ послѣдовательныя вычитанія, какъ объяснено было въ выноскѣ на стр. 41. Эти числа будутъ

600, 600, 460, 320, 123, 37.

Такъ какъ, по допущенному предположенію, неизвѣстныя величины x_{14}, x_{15}, x_{16}..... должны быть соотвѣтственно пропорціональны приведеннымъ сейчасъ цифрамъ, то и получимъ

$$\frac{x_{14}}{600} = \frac{x_{15}}{600} = \frac{x_{16}}{460} = \frac{x_{17}}{320} = \frac{x_{18}}{123} = \frac{x_{19}}{37} = k,$$

разумѣя подъ k общую величину этихъ дробей. Отсюда выводимъ

$$\begin{aligned} x_{14} &= 600\,k \\ x_{15} &= 600\,k \\ x_{16} &= 460\,k \\ x_{17} &= 320\,k \\ x_{18} &= 123\,k \\ x_{19} &= 37\,k \\ x_{20} &= 10. \end{aligned}$$

Но какъ съ другой стороны должно быть

$$x_{14} + x_{15} + x_{16} + x_{17} + x_{18} + x_{19} + x_{20} = 1973,$$

то, сложивъ предыдущія уравненія, получимъ

$$k = \frac{1963}{2140} = 0{,}91728\ldots,$$

и слѣдовательно, въ цѣлыхъ числахъ,

$$\begin{aligned} x_{14} &= 550 \\ x_{15} &= 550 \\ x_{16} &= 422 \\ x_{17} &= 294 \\ x_{18} &= 113 \\ x_{19} &= 34 \\ x_{20} &= 10 \\ \hline \text{Итого} & \quad 1973. \end{aligned}$$

Приводимъ окончательныя значенія всѣхъ *основныхъ чиселъ* при нормѣ 10 000 рожденій, а также вытекающіе изъ нихъ итоги остающихся въ живыхъ въ различные возрасты. Сверхъ того, для сравненія, мы присовокупляемъ къ этимъ указаніямъ соотвѣтственные итоги остающихся въ живыхъ по таблицамъ Зернова, Дювиллара, Зюсмильха и Варгентина.

Лѣта.	Основныя числа.	Итоги остающихся въ живыхъ изъ 10 000 рожденій.				
		Для Россіи новыя указанія.	Зерновъ.	Дювилларъ.	Зюсмильхъ.	Варгентинъ.
0 — 5	4 067	5 933	4 592	5 832	5 790	6 473
5 — 10	367	5 566	4 055	5 511	5 320	6 013
10 — 15	182	5 384	3 809	5 290	5 110	5 788
15 — 20	189	5 195	3 570	5 022	4 910	5 583
20 — 25	223	4 972	3 316	4 714	4 660	5 323
25 — 30	249	4 723	3 064	4 382	4 390	5 049
30 — 35	258	4 465	2 822	4 040	4 090	4 748
35 — 40	325	4 140	2 552	3 694	3 740	4 448
40 — 45	367	3 773	2 282	3 341	3 390	4 071
45 — 50	424	3 349	1 992	2 971	3 000	3 666
50 — 55	401	2 948	1 690	2 572	2 550	3 191
55 — 60	459	2 489	1 369	2 136	2 100	2 701
60 — 65	516	1 973	1 024	1 664	1 620	2 141
65 — 70	550	1 423	727	1 177	1 120	1 541
70 — 75	550	873	462	717	690	941
75 — 80	422	451	278	347	370	481
80 — 85	294	157	143	119	170	161
85 — 90	113	44	72	38	60	38
90 — 95	34	10	32	11	10	1
95 — 100	10	0	10	2	0	0
и свыше			8			

§ 19. И такъ, вотъ *основныя числа*, выведенныя, до 65-ти лѣтняго возраста, изъ официальныхъ статистическихъ данныхъ, и

дополненныя относительно смертности въ войскѣ на основаніи предположеній, явно преувеличивающихъ невыгоду условій жизненности. Для дальнѣйшихъ возрастовъ указанія, соглашенныя съ таблицею Варгентина, по причинѣ нѣсколько слабаго числа 1973, послужившаго намъ при этомъ точкою исхода, будутъ также въ нѣкоторой мѣрѣ ниже дѣйствительности. При всемъ томъ, сличеніе найденныхъ чиселъ для остающихся въ живыхъ изъ 10 000 рожденій съ соотвѣтственными имъ указаніями по таблицѣ Зернова, прямо обнаруживаетъ совершенную несостоятельность послѣдней, и показываетъ вмѣстѣ съ тѣмъ ошибочность общепринятыхъ понятій о ненормальной смертности въ Россіи. Здѣсь кстати замѣтить и то, что при вычисленіи своей таблицы, Зерновъ не принялъ въ расчетъ смертности въ войскѣ; еслибъ онъ ввелъ, какъ и слѣдовало, этотъ элементъ, то результаты, имъ полученные, удалялись бы еще болѣе отъ дѣйствительности.

Сравненіе нашей графы *остающихся въ живыхъ* съ соотвѣтственными графами Дювиллара и Зюсмильха покажетъ, что наша таблица смертности значительно выгоднѣе обѣихъ. Въ этомъ убѣдимся и чрезъ сопоставленіе каждыхъ трехъ сравниваемыхъ чиселъ, или же *чиселъ основныхъ*, относящихся къ каждой изъ трехъ таблицъ. Но, по таблицѣ Варгентина, итоги остающихся въ живыхъ нѣсколько превышаютъ наши, что происходитъ отъ мéньшей смертности дѣтей до 5-ти лѣтняго возраста въ Швеціи, чѣмъ въ Россіи. То же самое обнаруживается и при сравненіи нашихъ указаній съ указаніями нѣкоторыхъ другихъ таблицъ смертности, на-примѣръ Бельгійской (Кетле), Французской (Демонферрана), Англійской (Фарра) (См. Приложенія). Но если отнесемъ начало нашей таблицы не къ *новорожденнымъ*, а къ *сверстникамъ 5-ти лѣтъ*, и притомъ примемъ въ соображеніе, что мы еще усилили смертность, то полученная для Россіи таблица не уступитъ иностраннымъ въ отношеніи благопріятныхъ условій жизненности; новая таблица будетъ очень близко подходить къ подобной таблицѣ Варгентина (Смот. Отдѣлъ III, § 38). Что же касается до упоминаемаго періода отъ 0 до 5-ти лѣтъ,

то причины значительной смертности у насъ въ этомъ возрастѣ, преимущественно въ деревняхъ, слишкомъ извѣстны, чтобы настаивать на нихъ. Впрочемъ, исключеніе въ этомъ отношеніи составляютъ наши двѣ столицы и вообще большіе города; для нихъ цифра смертности дѣтей не превосходитъ цифръ, относящихся къ городамъ другихъ европейскихъ государствъ. *)

Обратимъ также вниманіе на одну замѣчательную особенность, представляемую нашею таблицею смертности, и о которой мы уже упомянули въ § 14. Мы разумѣемъ *возрастный періодъ отъ 45 до 50 лѣтъ*, въ которомъ смертность значительнѣе, чѣмъ въ смежные съ нимъ періоды отъ 40 до 45 л. и отъ 50 до 55 лѣтъ. Выпишемъ *основныя числа*, относящіяся къ этимъ періодамъ изъ предыдущей таблицы:

Пятилѣтніе періоды.	Итоги умершихъ изъ 10 000 рожденій.				
	Для Россіи по новому вычисленію.	Зерновъ.	Дювилларъ.	Зюсмильхъ.	Варгентинъ.
40 — 45 л.	367	270	353	350	377
45 — 50 »	424	290	370	390	405
50 — 55 »	401	302	399	450	475

Здѣсь прямо обнаруживается, что только для русской таблицы имѣемъ

$$424 > 367 \text{ и } 424 > 401,$$

между тѣмъ какъ для остальныхъ четырехъ получаются неравенства:

$$290 > 270 \text{ и } 290 < 302,$$

*) Смот. по этому предмету мнѣніе Академика Шторха въ книгѣ его: *Tableau historique et statistique de l'Empire de Russie*, T. I, стр. 275, а также новѣйшія изслѣдованія по тому же вопросу.

$$370 > 353 \text{ и } 370 < 399,$$
$$390 > 350 \text{ и } 390 < 450,$$
$$405 > 377 \text{ и } 405 < 475.$$

Слѣдовательно, и по введеніи поправокъ, относящихся къ смертности въ войскѣ, подтверждается фактъ о бо̀льшей смертности, свойственной возрасту отъ 45 до 50-ти лѣтъ лицъ мужескаго пола въ Россіи. Еслибъ избытокъ смертности въ этомъ возрастѣ думали объяснить значительнымъ наплывомъ нижнихъ военныхъ чиновъ, отслужившихъ свои сроки, и возвращающихся примѣрно въ эти лѣта на родину, то и такое предположеніе не подтвердилось бы цифрами. Дѣйствительно, вышишемъ изъ §§ 16 и 17 какъ *первоначальныя*, такъ и *исправленныя* значенія трехъ *основныхъ чиселъ*, относящихъ къ возрастамъ, о которыхъ идетъ рѣчь; получимъ табличку:

Возрасты.	Первон. знач.	Исправл. значенія.
40 — 45 л.	$x_9 = 311$	$x'_9 = 311 + 56 = 367$
45 — 50 »	$x_{10} = 396$	$x'_{10} = 396 + 28 = 424$
50 — 55 »	$x_{11} = 375$	$x'_{11} = 375 + 26 = 401$

Самое выгодное предположеніе для возражающаго противъ приводимаго факта будетъ состоять въ сохраненіи безъ измѣненія первоначальнаго значенія числа $x_{10} = 396$, и слѣдовательно въ допущеніи, что всѣ военные, умершіе въ возрастѣ отъ 45 до 50 лѣтъ, вошли въ общую Вѣдомость объ умершихъ. Но, въ такомъ случаѣ, очевидно придется допустить также, что и число $x_{11} = 375$ не измѣнилось, вслѣдствіе чего возрастамъ

$$40 — 45 \text{ л.}, \quad 45 — 50 \text{ л.}, \quad 50 — 55 \text{ л.}$$

будутъ соотвѣтствовать итоги умершихъ

$$367, \quad 396, \quad 375;$$

но, при этихъ значеніяхъ, имѣемъ, какъ прежде,

$$396 > 367 \text{ и } 396 > 375.$$

И такъ, послѣ всего сказаннаго какъ здѣсь, такъ и въ § 14, есть основаніе полагать, что возрастъ отъ 45 до 50 лѣтъ, для мужескаго православнаго населенія Россіи, подчиненъ условіямъ невыгоднымъ для жизненности; почему и можетъ быть признанъ *критическимъ*.

По таблицѣ смертности Зернова, вычисленной имъ на основаніи невѣрныхъ теоретическихъ началъ, замѣченный нами фактъ, какъ мы уже видѣли выше, не подтверждается. Скажемъ положительно, это произошло едва-ли отъ ошибки въ вычисленіи, а всего вѣроятнѣе отъ желанія составителя таблицы исправить показавшуюся ему неточность нашихъ статистическихъ цифръ. Въ справедливости такого предположенія ручаются употребленныя имъ данныя, на которыя онъ ссылается въ своей статьѣ *).

По аналогіи предметовъ, упомянемъ здѣсь о замѣченномъ Демонферраномъ фактѣ, относящемся къ мужескому населенію всей Франціи; этотъ фактъ состоитъ въ томъ, что возрастъ отъ 35 до 40 л. можно считать *благопріятнымъ*, ибо соотвѣтственное ему число смертныхъ случаевъ менѣе, чѣмъ въ смежныя съ нимъ возрастныя пятилѣтія отъ 30 до 35 л. и отъ 40 до 45 лѣтъ **).

Согласіе въ главныхъ чертахъ предлагаемой нами таблицы смертности для мужескаго православнаго населенія Россіи съ нѣкоторыми чужестранными таблицами, съ одной стороны подтверждаетъ правильность началъ, на которыхъ мы основали наши вычисленія, а съ другой служитъ ручательствомъ относительной надежности публикуемыхъ итоговъ ежегодныхъ рожденій и чиселъ умершихъ, распредѣленныхъ по пятилѣтнимъ возрастнымъ періодамъ. Конечно, здѣсь не можетъ быть рѣчи о безусловной точности подобныхъ данныхъ; но, изъ замѣченнаго выше согласія, можно заключить, что неполнота и неизбѣжныя неисправности нашихъ списковъ о рожденіяхъ и объ умершихъ, могутъ быть

---

*) См. упомянутую выше рѣчь Н. Зернова, стр. 85.

**) Смот. въ *Journal de l'École royale polytechnique*, T. XVI, 1838 г. статью: *Essai sur les lois de la Population et de la Mortalité en France;* par M. F. Demonferrand.

вообще только *случайныя*, и что не существуетъ особенныхъ причинъ погрѣшностей, самыхъ вредныхъ при статистическихъ изслѣдованіяхъ, дѣйствующихъ постоянно въ одну сторону. При значительности употребленныхъ нами итоговъ рожденій, изъ которыхъ каждый выведенъ изъ пятилѣтней сложности, такія случайныя погрѣшности, возмѣщая одну другою, уравновѣшиваются до нѣкоторой степени, и поэтому не имѣютъ ощутительнаго вліянія на окончательные результаты. Впрочемъ, въ строгомъ смыслѣ, есть одна *постоянная* причина, клонящаяся къ нѣкоторому уменьшенію наблюденныхъ цифръ смертности, замѣченная всѣми статистиками: по общему мнѣнію, списки о рожденіяхъ всегда ведутся исправнѣе, чѣмъ списки объ умершихъ. И въ самомъ дѣлѣ, должно принять въ соображеніе, что, въ массѣ народа, не малое число людей пропавшихъ безъ вѣсти, утонувшихъ, погибшихъ насильственною смертію, самоубійцъ, умирающихъ за границею и проч., не вносятся въ смертные списки, тогда какъ они были занесены въ вѣдомости о рожденіяхъ. По отсутствію надежныхъ данныхъ, вычислить вліяніе, которое подобные пропуски имѣютъ на увеличеніе цифры смертности, оказывается совершенно невозможнымъ. Впрочемъ, вліяніе это конечно было бы весьма слабымъ. Къ томужъ замѣтимъ, что подобные исключительные смертные случаи не принимаются въ расчетъ и иностранными статистиками; по этой причинѣ всѣ заключенія, вытекающія изъ сравненія нашей таблицы смертности съ чужестранными таблицами, сохраняютъ полную свою силу.

§ 20. Нѣтъ сомнѣнія, что, по свойству употребленныхъ нами статистическихъ данныхъ и по самой сущности рѣшаемаго вопроса, представляющаго столько случайностей, рѣшительно неуловимыхъ, невозможно ручаться за вѣрность простыхъ единицъ *основныхъ чиселъ*, а слѣдовательно и за простыя единицы выводимыхъ изъ нихъ *итоговъ остающихся въ живыхъ*. Поэтому, вмѣсто нормы 10000 рожденій, мы ограничимся нормою 1000 рожденій, по примѣру многихъ иностранныхъ статистиковъ. Представляемъ

въ слѣдующей таблицѣ сводъ *основныхъ чиселъ*, а равно и *итоговъ остающихся въ живыхъ* при обѣихъ нормахъ: 10000 и 1000 рожденій:

Лѣта.	На 10 000 рожденій.			Лѣта.	На 1 000 рожденій.		
	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.
0 — 5	4 067	5	5 933	0 — 5	407	5	593
5 — 10	367	10	5 566	5 — 10	37	10	556
10 — 15	182	15	5 384	10 — 15	18	15	538
15 — 20	189	20	5 195	15 — 20	19	20	519
20 — 25	223	25	4 972	20 — 25	22	25	497
25 — 30	249	30	4 723	25 — 30	25	30	472
30 — 35	258	35	4 465	30 — 35	26	35	446
35 — 40	325	40	4 140	35 — 40	32	40	414
40 — 45	367	45	3 773	40 — 45	37	45	377
45 — 50	424	50	3 349	45 — 50	42	50	335
50 — 55	401	55	2 948	50 — 55	40	55	295
55 — 60	459	60	2 489	55 — 60	46	60	249
60 — 65	516	65	1 973	60 — 65	52	65	197
65 — 70	550	70	1 423	65 — 70	55	70	142
70 — 75	550	75	873	70 — 75	55	75	87
75 — 80	422	80	451	75 — 80	42	80	45
80 — 85	294	85	157	80 — 85	29	85	16
85 — 90	113	90	44	85 — 90	11	90	5
90 — 95	34	95	10	90 — 95	4	95	1
95 — 100 и свыше	10	100 и свыше	0	95 — 100 и свыше	1	100 и свыше	0

Замѣтимъ мимоходомъ, что при переходѣ отъ основныхъ чиселъ (при нормѣ 10000 рожденій) къ уменьшеннымъ основнымъ числамъ (при нормѣ 1000 рожд.), мы отступили отъ обыкновен-

наго численнаго пріема въ разсужденіи двухъ цифръ 325 и 34, соотвѣтственно относящихся къ возрастнымъ пятилѣтіямъ 35 — 40 л. и 90 — 95 л. Дѣйствительно, за десятыя доли 32,5 и 3,4 упоминаемыхъ чиселъ слѣдовало бы принять, въ цѣлыхъ числахъ, 33 и 3; но мы, вмѣсто того, предпочли допустить 32 и 4 на томъ основаніи, что опущеніе 0,4 во второмъ мѣньшемъ числѣ 3,4 ощутительнѣе, чѣмъ прибавка 0,5 къ первому, бо̀льшему изъ нихъ 32,5, что̀ очевидно слѣдуетъ изъ неравенства

$$\frac{0,4}{3,4} > \frac{0,5}{32,5}.$$

Присовокупимъ къ этому, что такая незначительная прибавка къ итогу умершихъ, и въ особенности въ такомъ престарѣломъ возрастѣ какъ 90 — 95 л., почти неощутительна для нашей таблицы, цифры которой подвергались, безъ сомнѣнія, бо̀льшему вліянію вслѣдствіе нѣкоторыхъ неизбѣжныхъ неточностей въ употребленныхъ нами статистическихъ данныхъ.

Считаемъ почти излишнимъ указывать на то обстоятельство, что если бы числа графы *оставшихся въ живыхъ*, при 1000 рожденіяхъ, стали выводить изъ подобной графы, относящейся къ 10000 рожденій, то для нѣкоторыхъ указаній оказалось бы различіе на одну простую единицу противъ цифръ, приводимыхъ въ нашей таблицѣ. Такъ, на-примѣръ, вмѣсто показаннаго противъ возраста 10-ти лѣтъ числа 556, нашли бы 556,6, т. е. цѣлымъ числомъ 557. Это кажущееся несогласіе очевидно происходитъ оттого, что указанія графы *остающихся въ живыхъ* мы выводили изъ *итоговъ умершихъ* при той же 1000-ой нормѣ рожденій, а не изъ *итоговъ живыхъ* при 10000-ой нормѣ.

§ 21. Найденныя нами *основныя числа* послужатъ надежными указателями для составленія полной таблицы смертности, заключающей въ себѣ показанія для всѣхъ возрастовъ по годамъ. Такъ какъ у насъ не существуетъ никакихъ общихъ вѣдомостей съ распредѣленіемъ умершихъ въ Россіи *по годамъ*, а публикуются

только смертные списки *по пятилѣтіямъ*, то и придется намъ обратиться къ *интерполированію*, на основаніи какой либо существующей таблицы, наиболѣе приличествующей условіямъ нашего быта. По причинамъ, уже приведеннымъ выше, мы предпочли другимъ *таблицу смертности* Вагентина, на основаніи которой и займемся включеніемъ промежуточныхъ указаній, о которыхъ идетъ рѣчь.

Въ Приложеніяхъ къ настоящему сочиненію, въ статьѣ подъ заглавіемъ: *Интерполированіе таблицъ смертности*, читатели найдутъ изложеніе придуманнаго мною теоретическаго способа для *непосредственнаго интерполированія*, то есть независимо отъ пособія постороннихъ таблицъ, и на основаніи однѣхъ данныхъ, относящихся къ Россіи. Предлагаемый пріемъ ведетъ къ многосложнымъ численнымъ выкладкамъ, и притомъ требуетъ такой точности въ данныхъ, до какой едва-ли въ настоящее время достигли наши статистическія цифры. Поэтому я и предпочелъ вышеупомянутый путь, тѣмъ болѣе, что строгое распредѣленіе остающихся въ живыхъ по годовымъ промежуткамъ не составляло прямой цѣли моихъ изслѣдованій.

Въ первое пятилѣтіе, отъ 0 до 5-ти лѣтъ, обнаруживается по всѣмъ таблицамъ наибольшее разнообразіе въ ходѣ смертности. Для объясненія употребленнаго нами пріема, мы возьмемъ именно это пятилѣтіе, и выведемъ показанія для промежуточныхъ возрастовъ 1-го, 2-хъ, 3-хъ и 4-хъ годовъ. Дальнѣйшія цифры, представляющія несравненно менѣе рѣзкія измѣненія, можно получить точно такимъ же образомъ, и даже отчасти наглядно, по причинѣ почти равномѣрнаго распредѣленія смертности въ среднихъ возрастахъ, и особенно при незначительности принятой пормы рожденій.

Пусть будутъ

$$a_1, \quad a_2, \quad a_3, \quad a_4 \quad \text{и} \quad a_5 = 593$$

итоги *доживающихъ* до

1-го года, 2-хъ, 3-хъ, 4-хъ и 5-ти лѣтъ

изъ 1000 рожденій, а

$$\mu_1,\quad \mu_2,\quad \mu_3,\quad \mu_4 \quad \text{и} \quad \mu_5$$

итоги *умершихъ*, относящіеся къ тѣмъ же годовымъ возрастамъ, при чемъ очевидно имѣемъ

$$\mu_1 + \mu_2 + \mu_3 + \mu_4 + \mu_5 = 407.$$

Но какъ число поворожденныхъ предполагается равнымъ 1000, то и получимъ

$$\begin{aligned}
a_1 &= 1000 - \mu_1 \\
a_2 &= 1000 - \mu_1 - \mu_2 \\
a_3 &= 1000 - \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 \\
a_4 &= 1000 - \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 - \mu_4 \\
a_5 &= 1000 - \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 - \mu_4 - \mu_5 = 593.
\end{aligned}$$

Съ другой стороны, числа умершихъ μ_1, μ_2, μ_3, μ_4, μ_5 мы условились принимать пропорціональными соотвѣтственнымъ числамъ таблицы Варгентина (См. Приложенія, Таблица IX-ая), по которой, при нормѣ 1000 рожденій, оказывается

отъ 0 до 1 года	. . . . .	230	умершихъ
» 1 » 2 »	. . . . .	50	»
» 2 » 3 »	. . . . .	34	»
» 3 » 4 »	. . . . .	24	»
» 4 » 5 »	. . . . .	15	»
	Итого. . .	353	умершихъ.

Поэтому будетъ

$$\frac{\mu_1}{230} = \frac{\mu_2}{50} = \frac{\mu_3}{34} = \frac{\mu_4}{24} = \frac{\mu_5}{15} = k,$$

разумѣя подъ k общую величину дробей; отсюда

$$\mu_1 = 230\,k,\quad \mu_2 = 50\,k,\quad \mu_3 = 34\,k,\quad \mu_4 = 24\,k,\quad \mu_5 = 15\,k.$$

Уравнивая 407-ми сумму этихъ пяти величинъ, получимъ

$$k = \frac{407}{353} = 1{,}1529\ldots,$$

и слѣдовательно, въ цѣлыхъ числахъ,

$$\begin{array}{r} \mu_1 = 265 \\ \mu_2 = 58 \\ \mu_3 = 39 \\ \mu_4 = 28 \\ \mu_5 = 17 \\ \hline \text{Итого } 407. \end{array}$$

Внося эти значенія въ приведенныя сейчасъ формулы, опредѣляющія итоги живыхъ, найдутся слѣдующія первыя пять чиселъ нашей таблицы смертности:

$$\begin{array}{l} a_1 = 1000 - 265 = 735 \\ a_2 = 735 - 58 = 677 \\ a_3 = 677 - 39 = 638 \\ a_4 = 638 - 28 = 610 \\ a_5 = 610 - 17 = 593. \end{array}$$

При составленіи нижеприводимой таблицы принято въ расчетъ замѣчаніе, сдѣланное въ § 17 относительно усиленія цифры смертности, соотвѣтствующей 18-ти и 19-ти-лѣтнему возрасту. Для всѣхъ же вообще интерполируемыхъ цифръ, мы, какъ сказано выше, по возможности соображались съ таблицею Вартентина, дѣлая весьма маловажныя отступленія отъ нея только тамъ, гдѣ того требовала относительная величина двухъ смежныхъ нашихъ основныхъ чиселъ.

ТАБЛИЦА

смертности мужескаго пола православнаго исповѣданія для Россіи.

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.
0	**1000**		33	457		66	186	
1	735		34	452		67	175	
2	677		**35**	**446**	**26**	68	164	
3	638		36	440		69	153	
4	610		37	434		**70**	**142**	**55**
5	**593**	**407**	38	428		71	131	
6	583		39	421		72	120	
7	574		**40**	**414**	**32**	73	109	
8	567		41	407		74	98	
9	561		42	400		**75**	**87**	**55**
10	**556**	**37**	43	393		76	77	
11	551		44	385		77	68	
12	547		**45**	**377**	**37**	78	60	
13	544		46	370		79	52	
14	541		47	362		**80**	**45**	**42**
15	**538**	**18**	48	353		81	38	
16	535		49	344		82	31	
17	532		**50**	**335**	**42**	83	25	
18	528		51	328		84	20	
19	524		52	320		**85**	**16**	**29**
20	**519**	**19**	53	312		86	12	
21	514		54	304		87	9	
22	509		**55**	**295**	**40**	88	7	
23	505		56	287		89	6	
24	501		57	278		**90**	**5**	**11**
25	**497**	**22**	58	269		91	4	
26	492		59	259		92	3	
27	487		**60**	**249**	**46**	93	2	
28	482		61	239		**94**	**1**	**4**
29	477		62	229		**95** и свыше	**0**	**1**
30	**472**	**25**	63	219				
31	467		64	208				
32	462		**65**	**197**	**52**			

§ 22. Вычисливъ такимъ образомъ полную таблицу смертности для мужескаго православнаго населенія Россіи, мы, чрезъ сравненіе нашихъ указаній съ указаніями иностранныхъ таблицъ, могли бы нетолько оправдать цифрами все что было сказано въ Общихъ соображеніяхъ, преимущественно же въ §§ 9 и 10, о превратности общепринятыхъ понятій о смертности у насъ, но еще предложить довольно близкую мѣру различныхъ проявленій законовъ жизненности. Въ III Отдѣлѣ нашего сочиненія будутъ приведены нѣкоторые результаты подобнаго сравненія. Здѣсь же ограничимся краткимъ указаніемъ на особенно рѣзкія противорѣчія, къ которымъ приводитъ сличеніе нашихъ цифръ съ цифрами К. Германа и Н. Зернова.

К. Германъ, основываясь на выведенной имъ таблицѣ смертности (Приложенія, Таблица III), приводитъ слѣдующіе результаты, относящіеся къ пормѣ 1 000 рожденій (§ 9 нашей книги):

Смертность младенцевъ. Изъ 1000 новорожденныхъ мальчиковъ 555 достигаютъ *пятилѣтняго* возраста, 498 *десятилѣтняго* и 440 *двадцатилѣтняго.*

Наша же таблица доставляетъ слѣдующіе итоги:

593 вмѣсто 555
556 » 498
519 » 440,

изъ которыхъ усматриваемъ, что число 555 доживающихъ до 5-ти лѣтъ по указанію Германа, соотвѣтствуетъ у насъ 10-ти лѣтнему возрасту (556).

Смертность средняго возраста. Умираетъ:

	По Герману:	*По нашей таблицѣ:*
отъ 20 до 30 л.	63	47
» 30 » 40 »	65	58
» 40 » 50 »	73	79.

Смертность живущихъ болѣе 50 лѣтъ. Изъ 1000 человѣкъ, дожившихъ до 50-го года, достигаютъ до

	По Герману:	*По нашей таблицѣ:*
60 лѣтъ	675	701 *)
70 »	450	400
80 »	127	127
90 »	32	14
100 »	3	3.

Изъ приведенныхъ цифръ усматриваемъ, что перевѣсъ благопріятныхъ условій жизненности до 60-ти лѣтъ, т. е. для производительныхъ возрастовъ населенія, остается на сторонѣ нашей таблицы смертности. Что же касается до избытка доживающихъ до возрастовъ болѣе преклонныхъ по таблицѣ Германа, сравнительно съ нашими опредѣленіями, то это очевидно произошло вслѣдствіе того, что нашъ статистикъ отнесъ число умершихъ въ эти лѣта къ ошибочной, слишкомъ значительной нормѣ рожденій.

Еще болѣе рѣзки противорѣчія, существующія между моею таблицею и таблицею Зернова. Такъ у послѣдняго, противъ 5-ти лѣтняго возраста, при нормѣ 1000 рожденій, находимъ число 459 остающихся въ живыхъ, между тѣмъ какъ по моей таблицѣ оно равно 593, и слѣдовательно слишкомъ на $^2/_7$ больше. Притомъ, такъ какъ цифра 462, ближайшая по избытку къ 459, въ моей таблицѣ соотвѣтствуетъ возрасту 32 лѣтъ, то оказывается, что по Зернову, изъ 1000 новорожденныхъ только 459 достигаютъ 5-ти лѣтъ, между тѣмъ какъ въ дѣйствительности это число должно соотвѣтствовать возрасту, падающему между 32 и 33 годами.

Вотъ еще другая, не менѣе рѣзкая несообразность: изъ таблицы Бруна (Таблица V), основанной на цифрахъ Зернова, слѣдуетъ, что *вѣроятная жизнь* новорожденнаго падаетъ между 3-мъ и 4-мъ годами, между тѣмъ какъ моя таблица указываетъ

---

*) Число это очевидно получается изъ простой пропорціи

$$335 : 1000 = 249 : x = \frac{249000}{335} = 701;$$

прочія цифры опредѣлены точно такимъ образомъ.

для значенія этого элемента 24 года. И въ самомъ дѣлѣ, по таблицѣ Бруна выходитъ, что изъ 1000 рожденій, только половина, т. е. 500 новорожденныхъ достигаютъ возраста, заключающагося между 3-мъ и 4-мъ годами, но ближе къ 3-мъ годамъ*); по моей же таблицѣ указаніе 501 соотвѣтствуетъ 24-хъ лѣтнему возрасту, который гораздо ближе подходитъ къ опредѣленіямъ этого элемента для другихъ государствъ. У К. Германа *вѣроятная жизнь* новорожденнаго оказывается значительнѣе, чѣмъ у Зернова или Бруна, и доходитъ почти до 10-ти лѣтъ. Для дальнѣйшихъ подробностей по сему предмету см. Отдѣлъ III (§ 36).

Подобныя противорѣчія встрѣчаются и при опредѣленіи весьма важнаго элемента въ вопрасахъ о жизненности, именно *средней жизни*. Отсылаемъ для подробностей къ § 37 (Отдѣлъ III).

Приведенныя въ этомъ § несообразности до такой степени противорѣчатъ здравымъ понятіямъ о ходѣ смертности вообще, что непонятно, какъ онѣ могли до сихъ поръ ускользнуть отъ вниманія нашихъ статистиковъ, и, до нѣкоторой степени, даже получить право гражданства въ наукѣ.

§ 23. Различіе половъ, какъ извѣстно, имѣетъ ощутительное вліяніе на законы жизненности въ разные возрасты, почему необходимо имѣть особую *таблицу смертности для женщинъ*. Въ основаніе такой таблицы мы примемъ тѣ же начала, какими руководствовались при вычисленіи таблицы для мужескаго пола, и составленіе которой подробно объяснено въ предыдущихъ параграфахъ. Единственное различіе настоящаго случая отъ прежняго состоитъ въ томъ, что смертность въ военномъ сословіи, имѣвшая такое значительное вліяніе на цифры, относящіяся къ мужскому полу, несравненно слабѣе для женскаго.

---

*) Противъ 3-хъ годовъ стоитъ цифра 509 остающихся въ живыхъ, а противъ 4-хъ годовъ, цифра 478.

Таблицу смертности женщинъ, какъ и для мужчинъ, вычислимъ только для лицъ православнаго исповѣданія.

Прежде всего составимъ рядъ *основныхъ чиселъ* для первыхъ *тринадцати* возрастныхъ пятилѣтій, т. е. до 65-ти лѣтъ. Указанія о рожденіяхъ за всѣ требуемые годы, съ 1797 по 1862-ой, кромѣ 1800-го года, помѣщены въ Приложеніяхъ (Таблица I-ая). За 1800 годъ данныя, какъ мы уже сказали (§ 14), утрачены, почему и здѣсь за итогъ рожденій женскаго пола, относящійся къ 1800 году, мы примемъ *среднее ариѳметическое* число изъ показаній за смежные 1799 и 1801 годы. Наконецъ, итоги умершихъ женскаго пола, православнаго исповѣданія, за 1862-ой годъ, распредѣленные по возрастнымъ пятилѣтнимъ періодамъ, приведены въ Таблицѣ II.

Удержимъ здѣсь всѣ обозначенія § 13, условясь только въ томъ, чтобъ относить ихъ къ женскому полу. Такимъ образомъ пусть будутъ

$$x_1,\ x_2,\ x_3 \ldots\ldots x_{13}$$

основныя числа, т. е. итоги умершихъ лицъ женскаго пола, соотвѣтствующіе возрастнымъ пятилѣтіямъ

0 — 5 л., 5 — 10 л., 10 — 15 л. . . . . 60 — 65 л.,

и отнесенные къ нормѣ 10000 рожденій.

Изобразимъ также чрезъ

$$N_1,\ N_2,\ N_3 \ldots\ldots N_{13}$$

итоги годовыхъ рожденій женскаго пола, изъ числа которыхъ умираетъ (Таблица II-я)

$m_1 = 529\,844$ изъ числа N_1 рожденій
$m_2 = 45\,824$ » » N_2 »
$m_3 = 21\,791$ » » N_3 »

и такъ далѣе.

Такимъ образомъ получимъ, какъ въ § 13,

$$N_1 = \frac{(1857) + (1862) + 2\,[(1858) + (1859) + (1860) + (1861)]}{10}$$

$$x_1 = \frac{10000\, m_1}{N_1},$$

разумѣя подъ знакоположеніемъ (1857), (1858) . . . . . итоги рожденій младенцевъ женскаго пола, отпосящіеся къ годамъ, заключеннымъ въ скобкахъ. Но такъ какъ

$$\begin{aligned}(1857) &= 1\,298\,603\\ (1858) &= 1\,343\,823\\ (1859) &= 1\,393\,847\\ (1860) &= 1\,365\,896\\ (1861) &= 1\,379\,281\\ (1862) &= 1\,448\,695\\ m_1 &= \quad 529\,844,\end{aligned}$$

то и найдется въ цѣлыхъ числахъ

$$N_1 = 1\,371\,299, \qquad x_1 = 3\,864.$$

Совершенно подобнымъ образомъ, откидывая десятыя доли въ величинахъ N_2, N_3, N_4 . . . . ., и выражая x_2, x_3, x_4 . . . . . цѣлыми числами, получимъ:

N_2	$= 1\,239\,795$	x_2	$= 370$
N_3	$= 1\,190\,927$	x_3	$= 183$
N_4	$= 1\,137\,102$	x_4	$= 190$
N_5	$= 1\,051\,478$	x_5	$= 218$
N_6	$= 942\,508$	x_6	$= 266$
N_7	$= 893\,297$	x_7	$= 283$
N_8	$= 795\,832$	x_8	$= 354$
N_9	$= 724\,113$	x_9	$= 365$
N_{10}	$= 623\,005$	x_{10}	$= 453$
N_{11}	$= 631\,279$	x_{11}	$= 455$
N_{12}	$= 628\,436$	x_{12}	$= 570$
N_{13}	$= 519\,146$	x_{13}	$= 661.$

При составленіи таблицы смертности для мужскаго пола, намъ пришлось увеличить въ довольно большихъ размѣрахъ цифры x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10}, x_{11} и x_{12} въ виду значительнаго итога умершихъ людей военнаго званія, не вошедшихъ въ общую употребленную нами вѣдомость. Введеніе подобныхъ поправокъ для женскаго пола, очевидно несравненно слабѣйшихъ чѣмъ для мужскаго, оказывается рѣшительно невозможнымъ за совершеннымъ неимѣніемъ статистическихъ данныхъ. Поэтому мы и воздержимся отъ всякаго болѣе или менѣе произвольнаго измѣненія полученныхъ сейчасъ основныхъ чиселъ. Впрочемъ, нѣкоторыя соображенія утверждаютъ насъ въ томъ мнѣніи, что вліяніе смертности въ женскомъ военномъ населеніи на поправки этихъ чиселъ было бы весьма слабое. Дѣйствительно, бо̀льшая часть нижнихъ военныхъ чиновъ, составляющихъ главную массу войска, или не женаты, или же оставляютъ женъ своихъ въ селахъ и деревняхъ, гдѣ онѣ, какъ и солдатскія вдовы, въ случаѣ смерти, вносятся въ приходскія годичныя вѣдомости. Что̀ же касается до малолѣтнихъ и незамужнихъ дочерей военныхъ, то смертность ихъ не имѣетъ почти никакого вліянія на найденные на̀ми результаты, ибо самыя рожденія этихъ дочерей, въ бо̀льшей части случаевъ, не внесены въ общія вѣдомости, когда жены находятся при мужьяхъ своихъ въ арміи или во флотѣ. Такимъ образомъ пропущенныхъ смертныхъ случаевъ женскаго населенія въ войскѣ, сравнительно съ мужскимъ, окажется немного. То же самое подтверждается сличеніемъ ряда *исправленныхъ основныхъ чиселъ для мужскаго пола* съ сейчасъ найденными для женскаго; для удобнѣйшаго сравненія приводимъ слѣдующую таблицу, въ которую мы включили и указанія, заимствованныя у Варгентина, изъ его таблицы смертности для женскаго пола:

Возрастъ.	Умершихъ изъ 10 000 рожденій въ Россіи.		Дожившихъ изъ 10 000 рожд. женск. пола въ Россіи.	Изъ 10 000 рожд. женск. пола по Варгентину.	
	Мужск. пола.	Женск. пола.		Умершихъ.	Дожившихъ.
0 — 5	4 067	3 864	6 136	3 343	6 657
5 — 10	367	370	5 766	440	6 217
10 — 15	182	183	5 583	208	6 009
15 — 20	189	190	5 393	200	5 809
20 — 25	223	218	5 175	218	5 591
25 — 30	249	266	4 909	257	5 334
30 — 35	258	283	4 626	315	5 019
35 — 40	325	354	4 272	286	4 733
40 — 45	367	365	3 907	367	4 366
45 — 50	424	453	3 454	339	4 027
50 — 55	401	455	2 999	410	3 617
55 — 60	459	570	2 429	450	3 167
60 — 65	516	661	1 768	588	2 579

Сличеніе цифръ, соотвѣтствующихъ одному и тому же возрасту для мужскаго и женскаго пола въ Россіи, приведетъ къ слѣдующимъ заключеніямъ.

При одной и той же 10000-ой нормѣ рожденій мужскаго и женскаго пола, до 5-ти лѣтняго возраста — мальчиковъ умираетъ 4067, а дѣвочекъ 3864, слѣдовательно первыхъ болѣе, нежели послѣднихъ, что̀ согласно съ указаніями иностранныхъ таблицъ. Для всѣхъ же остальныхъ возрастовъ, кромѣ двухъ пятилѣтій

отъ 20 до 25 л. и отъ 40 до 45 л.,

наши основныя числа для женщинъ превышаютъ соотвѣтственныя имъ числа для мужчинъ, хотя послѣднія и увеличены вслѣдствіе смертности въ войскѣ. Еслибъ полученныя нами основныя числа для женскаго пола подвергнуть также ощутительному увеличенію, то новыя ихъ значенія, сравнительно съ величинами нашихъ же основныхъ чиселъ для мужскаго пола, оказались бы

слишкомъ значительными, и, кромѣ того, не согласовались бы съ общимъ ходомъ смертности женскаго пола, указываемымъ таблицами другихъ государствъ. Такъ, между прочимъ, сравнивая наши результаты съ цифрами Варгентина, увидимъ, что по нашей таблицѣ изъ числа 5393 сверстницъ 20-ти лѣтъ умираетъ въ теченіе 30-ти лѣтъ, т. е. до 50-ти-лѣтняго возраста

$$218 + 266 + 283 + 354 + 365 + 453 = 1\,939 \text{ женщ.},$$

между тѣмъ какъ въ Швеціи изъ бо̀льшаго числа 5 809, 20-ти же лѣтнихъ сверстницъ, въ тотъ же 30-ти-лѣтній промежутокъ, умираетъ только

$$218 + 257 + 315 + 286 + 367 + 339 = 1\,782 \text{ женщ.}$$

Такимъ образомъ перевѣсъ смертности въ этихъ возрастахъ уже оказывается на сторонѣ Россіи, сравнительно съ Швеціею; увеличеніе нашихъ основныхъ чиселъ усилило-бы еще этотъ перевѣсъ безъ всякой видимой, основательной къ тому причины.

Начиная съ 5-ти лѣтняго и до 50-ти лѣтняго возраста, смертность обоихъ половъ, по нашимъ таблицамъ, мало отличается одна отъ другой, впрочемъ съ нѣкоторою невыгодою для женскаго пола. Но отъ 50-ти до 65-ти лѣтъ смертность женщинъ, по найденнымъ сейчасъ цифрамъ, значительно превышаетъ смертность мущинъ; съ такимъ результатомъ едва-ли можно согласиться: мы скорѣе готовы подозрѣвать, что основныя числа

$$x_{11} = 455,\ x_{12} = 570,\ x_{13} = 661,$$

въ особенности же два послѣднія, слишкомъ велики противъ дѣйствительности. Такое предположеніе подтверждается между прочимъ сравненіемъ этихъ трехъ чиселъ съ соотвѣтственными имъ для Швеціи, именно

$$410, \quad 450, \quad 588,$$

а также съ указаніями таблицъ смертности для женскаго пола въ другихъ государствахъ.

Кромѣ того можно замѣтить, что первое изъ упоминаемыхъ чиселъ $x_{11} = 455$, а также предшествующее ему $x_{10} = 453$, подлежатъ нѣкоторому, впрочемъ незначительному уменьшенію вслѣд-

ствіе неполноты свѣдѣній о рожденіяхъ по эпархіямъ Московской и Екатеринославской за 1812 и 1813 годы, какъ подробно объяснено въ § 14.

Наконецъ, ниже, въ § 24 мы увидимъ, что основныя числа $x_{11} = 455$, $x_{12} = 570$ и $x_{13} = 661$, по значительности своей, нарушаютъ естественную постепенность, которая должна существовать между ними и дальнѣйшими числами x_{14}, x_{15} . . . . .

Сличеніе нашего перваго основнаго числа 3864, относящагося къ періоду 0 — 5 л. съ соотвѣтственнымъ числомъ 3343 Варгентина, показываетъ, что въ Швеціи, изъ полнаго числа новорожденныхъ женскаго пола, умираетъ дѣвочекъ въ этомъ возрастѣ съ небольшимъ на 5 процентовъ менѣе, чѣмъ въ Россіи. Примѣчательно, что послѣ 5-ти лѣтъ, въ теченіе 30-ти лѣтняго періода, то есть до 35 лѣтъ, при одинаковомъ числѣ 5-ти лѣтнихъ сверстницъ въ Швеціи и Россіи, смертность ихъ оказывается совершенно одинаковою по таблицѣ Варгентина и по нашимъ опредѣленіямъ. Въ этомъ удостовѣряемся слѣдующимъ весьма простымъ вычисленіемъ.

При нормѣ 10 000 рожденій женскаго пола, число 5-ти лѣтнихъ сверстницъ

въ Швеціи . . . . . 6 657.

Тамъ же итогъ умершихъ съ 5-ти лѣтняго до 35-ти лѣтняго возраста опредѣляется суммою

$$440 + 208 + 200 + 218 + 257 + 315 = 1\,638.$$

При той же нормѣ рожденій, число 5-ти лѣтнихъ сверстницъ

въ Россіи. . . . . 6 136.

На такомъ основаніи четвертый членъ z пропорціи

$$6\,657 : 1\,638 = 6\,136 : z = 1\,509{,}8,$$

или, круглымъ числомъ,

$$z = 1510,$$

изобразилъ бы для *Швеціи* итогъ умершихъ лицъ женскаго пола въ возрастѣ отъ 5 до 35 лѣтъ, соразмѣрный числу 6 136 пяти-

лѣтнихъ сверстницъ. Наша таблица даетъ тотъ же самый результатъ; дѣйствительно, находимъ

$$370 + 183 + 190 + 218 + 266 + 283 = 1\,510.$$

Для болѣе старшихъ возрастовъ преимущество относительно условій жизненности остается на сторонѣ Швеціи, хотя, повторяемъ, мы имѣемъ основаніе подозрѣвать, что наши основныя числа, относящіяся къ сказаннымъ старшимъ возрастамъ, слишкомъ значительны противъ дѣйствительности. Такая аномалія объяснилась бы очень просто неполнотою указаній или пропусками въ числѣ женскихъ рожденій, относящихся къ послѣднимъ годамъ прошлаго столѣтія и къ первой четверти настоящаго.

Окончимъ этотъ параграфъ замѣчаніемъ о женскомъ возрастномъ періодѣ отъ 40 до 45 лѣтъ, который, для Россіи, можно назвать *благопріятнымъ*. Дѣйствительно, изъ общихъ вѣдомостей о числѣ умершихъ лицъ женскаго пола за послѣдовательные годы усматриваемъ, что въ упоминаемомъ возрастѣ постоянно умирало менѣе, чѣмъ въ два смежныя съ нимъ пятилѣтія, именно отъ 35 до 40 л. и отъ 45 до 50 л. Въ слѣдующей таблицѣ, заключающей въ себѣ десятилѣтній періодъ, съ 1853 по 1862 годъ, приведены цифры въ подтвержденіе замѣченнаго факта.

Годы.	Итоги умершихъ женщинъ въ Россіи.		
	Отъ 35 до 40 л.	Отъ 40 до 45 л.	Отъ 45 до 50 л.
1853	32 627	30 075	34 511
1854	27 331	25 134	29 257
1855	38 341	35 124	38 905
1856	29 004	27 434	31 045
1857	26 023	24 658	26 627
1858	27 536	25 137	28 053
1859	25 984	24 037	26 440
1860	30 434	27 158	29 400
1861	27 273	25 991	28 164
1862	28 143	26 394	28 252

Правда, выведенныя нами величины основныхъ чиселъ

$$x_8 = 354,\ x_9 = 365,\ x_{10} = 453,$$

соотвѣтственно относящіяся къ возрастнымъ пятилѣтіямъ

$$35 — 40\text{ л.},\ 40 — 45\text{ л.},\ 45 — 50\text{ л.},$$

не подтверждаютъ, по видимому, приводимаго факта; но не имѣя достаточной причины отрицать его, мы скорѣе допустимъ, что основное число наше x_8 въ дѣйствительности должно быть нѣсколько больше найденной цафры 354, или же что полученное для x_9 значеніе 365 нѣсколько велико. Величину погрѣшности этихъ двухъ чиселъ, по избытку или по недостатку, достаточно положить равною 4 процентамъ, и даже нѣсколько менѣе, для объясненія замѣченнаго несогласія. Наши же цифры для женской таблицы смертности, въ особенности послѣ 35-ти или 40-ка лѣтняго возраста, едва-ли могутъ доходить до такой степени приближенія.

Замѣтимъ мимоходомъ, что таблица Вагентина для женск. пола указываетъ на *благопріятные возрасты* отъ 35 до 40 л. и отъ 45 до 50 л., и, слѣдовательно на *неблагопріятный* отъ 40 до 45 л., а также отъ 30 до 35 лѣтъ. Соображеніе указаній таблицъ смертности для другихъ государствъ приведетъ къ результатамъ подобнаго рода.

§ 24. Для вывода остальныхъ основныхъ чиселъ x_{14}, x_{15}, x_{16} . . . до x_{20}, мы поступимъ точно такъ, какъ показано въ § 18 для мужскаго пола. Принявъ, какъ въ упоминаемомъ §, $x_{20} = 10$, опредѣляемъ остальныя числа x_{14}, x_{15} . . . . x_{19}, подчинивъ ихъ условію пропорціональности соотвѣтственнымъ числамъ таблицы Вагентина (для женск. пола). Такимъ образомъ получимъ (см. § 18):

$$\frac{x_{14}}{600} = \frac{x_{15}}{730} = \frac{x_{16}}{600} = \frac{x_{17}}{425} = \frac{x_{18}}{166} = \frac{x_{19}}{51} = k.$$

Отсюда

$$x_{14} = 600\,k$$
$$x_{15} = 730\,k$$

$$x_{16} = 600\,k$$
$$x_{17} = 425\,k$$
$$x_{18} = 166\,k$$
$$x_{19} = 51\,k$$
$$x_{20} = 10.$$

Но какъ съ другой стороны должно быть (См. таблицу на стр. 78).

$$x_{14} + x_{15} + x_{16} + x_{17} + x_{18} + x_{19} + 10 = 1768,$$

то получимъ

$$k = \frac{1758}{2572} = 0{,}68351\ldots.,$$

и слѣдовательно, въ цѣлыхъ числахъ,

$$\begin{array}{r} x_{14} = 410 \\ x_{15} = 499 \\ x_{16} = 410 \\ x_{17} = 291 \\ x_{18} = 113 \\ x_{19} = 35 \\ x_{20} = 10 \\ \hline \text{Итого } 1768. \end{array}$$

Въ предыдущемъ § 23 мы предупредили, что числа x_{11}, x_{12}, x_{13}, по величинѣ своей нарушаютъ естественную постепенность съ дальнѣйшими указаніями x_{14}, x_{15}, x_{16}, ... Дѣйствительно, въ ряду

$$455,\ 570,\ 661,\ 410,\ 499,\ 410\ldots.$$

обнаруживается слишкомъ рѣзкій разрывъ постепенности при переходѣ отъ $x_{13} = 661$ къ $x_{14} = 410$.

Вычисливъ такимъ образомъ всѣ *двадцать* основныхъ чиселъ, опредѣляющихъ смертность женскаго пола православнаго исповѣданія въ Россіи, приведемъ ихъ въ слѣдующей таблицѣ, вмѣстѣ съ итогами остающихся въ живыхъ въ послѣдовательные возрасты, какъ при нормѣ 10 000, такъ и 1 000 рожденій.

Возрастъ.	На 10 000 рожденій.			Возрастъ.	На 1 000 рожденій.		
	Основныя числа умерш.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.
0— 5	3 864	5	6 136	0— 5	386	5	614
5—10	370	10	5 766	5—10	37	10	577
10—15	183	15	5 583	10—15	18	15	559
15—20	190	20	5 393	15—20	19	20	540
20—25	218	25	5 175	20—25	22	25	518
25—30	266	30	4 909	25—30	27	30	491
30—35	283	35	4 626	30—35	28	35	463
35—40	354	40	4 272	35—40	35	40	428
40—45	365	45	3 907	40—45	37	45	391
45—50	453	50	3 454	45—50	45	50	346
50—55	455	55	2 999	50—55	46	55	300
55—60	570	60	2 429	55—60	57	60	243
60—65	661	65	1 768	60—65	66	65	177
65—70	410	70	1 358	65—70	41	70	136
70—75	499	75	859	70—75	50	75	86
75—80	410	80	449	75—80	41	80	45
80—85	291	85	158	80—85	29	85	16
85—90	113	90	45	85—90	11	90	5
90—95	35	95	10	90—95	4	95	1
95—100 и свыше	10	100 и свыше	0	95—100	1	100	0

§ 25. Для интерполированія чиселъ, относящихся къ годовымъ возрастамъ, мы будемъ сообразоваться съ таблицею, составленною Вargентиномъ для женскаго пола въ Швеціи, руководствуясь при томъ пріемами, подробно изложенными въ § 21. Сохраняя всѣ обозначенія упоминаемаго параграфа, и относя ихъ къ женскому полу, получимъ, при нормѣ 1000 рожденій, промежуточныя указанія для перваго возрастнаго пятилѣтія отъ 0 до 5 лѣтъ на слѣдующемъ основаніи:

Изобразивъ чрезъ μ_1, μ_2, μ_3, μ_4 и μ_5 итоги умершихъ дѣвочекъ по истеченіи 1-го, 2-го, 3-го, 4-го и 5-го годовъ, условіе пропорціональности чиселъ μ_1, μ_2, μ_3, μ_4 и μ_5 соотвѣтственнымъ указаніямъ Варгентина доставитъ уравненія

$$\frac{\mu_1}{209} = \frac{\mu_2}{52} = \frac{\mu_3}{35} = \frac{\mu_4}{25} = \frac{\mu_5}{14} = k,$$

откуда

$$\begin{aligned} \mu_1 &= 209\,k \\ \mu_2 &= 52\,k \\ \mu_3 &= 35\,k \\ \mu_4 &= 25\,k \\ \mu_5 &= 14\,k. \end{aligned}$$

Уравнивая сумму этихъ пяти величинъ числу 386 умершихъ до 5-ти лѣтняго возраста, получимъ

$$k = \frac{386}{335} = 1{,}1522\ldots,$$

и слѣдовательно, въ цѣлыхъ числахъ,

$$\begin{aligned} \mu_1 &= 241 \\ \mu_2 &= 60 \\ \mu_3 &= 40 \\ \mu_4 &= 29 \\ \mu_5 &= 16 \\ \hline \text{Итого } & 386. \end{aligned}$$

Вычитая по порядку эти числа изъ нормы 1000 новорожденныхъ дѣвочекъ, найдемъ первыя *пять* указаній составляемой таблицы, которыя и будутъ:

$$\begin{aligned} a_1 &= 1000 - 241 = 759 \\ a_2 &= 759 - 60 = 699 \\ a_3 &= 699 - 40 = 659 \\ a_4 &= 659 - 29 = 630 \\ a_5 &= 630 - 16 = 614. \end{aligned}$$

При дальнѣйшемъ интерполированіи, мы, какъ сейчасъ сказано, будемъ преимущественно придерживаться указаній Варгентина, отступая, впрочемъ, отъ нихъ тамъ, гдѣ относительныя величины соотвѣтственныхъ въ двухъ таблицахъ основныхъ чиселъ не допускаютъ строгой соразмѣрности. Такимъ образомъ составится слѣдующая таблица:

ТАБЛИЦА

смертности женскаго пола православнаго исповѣданія для Россіи.

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.
0	**1 000**		33	475		66	168	
1	759		34	469		67	160	
2	699		**35**	**463**	**28**	68	152	
3	659		36	456		69	144	
4	630		37	449		**70**	**136**	**41**
5	**614**	**386**	38	442		71	127	
6	604		39	435		72	117	
7	596		**40**	**428**	**35**	73	106	
8	588		41	421		74	96	
9	582		42	414		**75**	**86**	**50**
10	**577**	**37**	43	406		76	77	
11	572		44	399		77	68	
12	568		**45**	**391**	**37**	78	60	
13	565		46	382		79	52	
14	562		47	373		**80**	**45**	**41**
15	**559**	**18**	48	364		81	38	
16	556		49	355		82	32	
17	553		**50**	**346**	**45**	83	26	
18	549		51	337		84	21	
19	545		52	328		**85**	**16**	**29**
20	**540**	**19**	53	319		86	12	
21	535		54	310		87	9	
22	531		**55**	**300**	**46**	88	7	
23	526		56	290		89	6	
24	522		57	279		**90**	**5**	**11**
25	**518**	**22**	58	268		91	4	
26	513		59	256		92	3	
27	507		**60**	**243**	**57**	93	2	
28	502		61	230		**94**	**1**	**4**
29	496		62	216		**95**	**0**	**1**
30	**491**	**27**	63	202		и свыше		
31	486		64	189				
32	480		**65**	**177**	**66**			

§ 26. Эта таблица, какъ было замѣчено въ § 23, по всей вѣроятности показываетъ слишкомъ значительную смертность женскаго пола въ періодъ отъ 50 до 65 лѣтъ, и преимущественно въ десятилѣтіе 55 — 65 л. Поэтому мы позволимъ себѣ сдѣлать въ вычисленной нами таблицѣ незначительное измѣненіе, впрочемъ съ оговоркою, что мы отнюдь не выдаемъ новыя цифры за особенно-точныя, которымъ слѣдуетъ придерживаться безусловно. Предлагаемое нами измѣненіе ограничивается тѣмъ, что при новомъ опредѣленіи законовъ смертности для женскаго пола, мы воспользуемся нашими статистическими данными только съ 1812 по 1862 годъ, и такимъ образомъ дойдемъ до пятилѣтія 45 — 50 л., для котораго имѣемъ $x_{10} = 45$. Далѣе, вмѣсто того, чтобы употреблять менѣе надежныя показанія съ 1797 по 1812 г., изъ которыхъ были выведены числа $x_{11} = 46$, $x_{12} = 57$ и $x_{13} = 66$, мы прямо обратимся къ таблицѣ Варгентина для женскаго пола, и, согласно съ нею, опредѣлимъ величины основныхъ чиселъ x_{11}, x_{12}, x_{13} ..... до x_{19}, а x_{20} примемъ равнымъ 1, ибо норма рожденій предполагается равною 1000. Такимъ образомъ получимъ рядъ равенствъ

$$\frac{x_{11}}{41} = \frac{x_{12}}{45} = \frac{x_{13}}{59} = \frac{x_{14}}{60} = \frac{x_{15}}{73} = \frac{x_{16}}{60} = \frac{x_{17}}{43} = \frac{x_{18}}{17} = \frac{x_{19}}{5} = k;$$

отсюда

$$x_{11} = 41\,k,\ x_{12} = 45\,k,\ x_{13} = 59\,k \ldots\ldots\ x_{19} = 5\,k,\ x_{20} = 1.$$

Съ другой же стороны имѣемъ (См. таблицу на стр. 84)

$$x_{11} + x_{12} + x_{13} + \ldots + x_{19} + 1 = 346,$$

и слѣдовательно

$$k = \frac{345}{403} = 0{,}85607\ldots,$$

почему и будетъ, въ цѣлыхъ числахъ,

$$x_{11} = 35,\ x_{12} = 39,\ x_{13} = 51,\ x_{14} = 51,\ x_{15} = 62,$$
$$x_{16} = 51,\ x_{17} = 37,\ x_{18} = 15,\ x_{19} = 4,\ x_{20} = 1.$$

Сумма найденныхъ значеній для x_{11}, x_{12}, x_{13} .... до $x_{20} = 1$, равна 346, какъ и должно быть.

Интерполируя, подобно предыдущему, составимъ слѣдующую таблицу:

ИЗМѢНЕННАЯ ТАБЛИЦА

смертности женскаго пола православнаго исповѣданія для Россіи.

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.
0	**1000**		33	475		66	211	
1	759		34	469		67	201	
2	699		**35**	**463**	**28**	68	191	
3	659		36	456		69	181	
4	630		37	449		**70**	**170**	**51**
5	**614**	**386**	38	442		71	158	
6	604		39	435		72	145	
7	596		**40**	**428**	**35**	73	132	
8	588		41	421		74	120	
9	582		42	414		**75**	**108**	**62**
10	**577**	**37**	43	406		76	97	
11	572		44	399		77	87	
12	568		**45**	**391**	**37**	78	77	
13	565		46	382		79	67	
14	562		47	373		**80**	**57**	**51**
15	**559**	**18**	48	364		81	49	
16	556		49	355		82	41	
17	553		**50**	**346**	**45**	83	34	
18	549		51	339		84	27	
19	545		52	332		**85**	**20**	**37**
20	**540**	**19**	53	325		86	15	
21	535		54	318		87	11	
22	531		**55**	**311**	**35**	88	8	
23	526		56	304		89	6	
24	522		57	297		**90**	**5**	**15**
25	**518**	**22**	58	289		91	4	
26	513		59	281		92	3	
27	507		**60**	**272**	**39**	93	2	
28	502		61	262		**94**	**1**	**4**
29	496		62	251		**95** и свыше	**0**	**1**
30	**491**	**27**	63	241				
31	486		64	231				
32	480		**65**	**221**	**51**			

Эта таблица, повторяемъ, по нашему мнѣнію, ближе выражаетъ законы смертности женскаго пола въ Россіи, чѣмъ та, которая приведена на стр. 86. На *Листѣ I* чертежей изображены двѣ *кривыя смертности*, соотвѣтствующія той и другой таблицѣ; сличеніе этихъ кривыхъ обнаруживаетъ бо́льшую правильность въ ходѣ смертности, которая обусловливается *измѣненною таблицею.*

§ 27. Для составленія *таблицы смертности обоихъ половъ*, статистики берутъ послѣдовательно *среднія ариѳметическія* изъ равновозрастныхъ показаній таблицъ мужескаго и женскаго половъ, вычисленныхъ при одинаковой нормѣ рожденій. Но этотъ пріемъ не совсѣмъ точенъ: такъ какъ число рожденій муж. пола вообще превышаетъ число рожденій женск. пола въ извѣстной соразмѣрности (въ Россіи очень приблизительно какъ 22 : 21 или 104,76 : 100), то, въ строгомъ смыслѣ, слѣдовало бы принять это обстоятельство въ соображеніе. При употребленіи пріема обыкновеннаго *правила смѣшенія*, вопросъ рѣшился бы очень просто.

Дѣйствительно, пусть будетъ $100 + p$ число мужскихъ рожденій на 100 женскихъ; сверхъ того, изобразимъ чрезъ a_n и b_n показанія таблицъ смертности для муж. и женск. пола, относящіяся къ возрасту n, при общей нормѣ 1000 рожденій, а чрезъ c_n искомое указаніе, соотвѣтствующее тому же возрасту n для составляемой таблицы смертности обоихъ половъ; найдется

$$c_n = \frac{(100+p)\,a_n + 100\,b_n}{200+p} = \frac{a_n+b_n}{2}\left(\frac{1}{1+\frac{p}{200}}\right) + \frac{pa_n}{200+p} =$$

$$= \frac{a_n+b_n}{2} - \frac{a_n+b_n}{2}\left(\frac{p}{200} - \frac{p^2}{200^2} + \ldots\right) + \frac{pa_n}{200+p}.$$

Статистики удерживаютъ только первый членъ этого ряда, именно *среднюю ариѳметическую*

$$\frac{a_n+b_n}{2},$$

которую и принимаютъ за значеніе c_n, пренебрегая остальными членами. Конечно, откидываемая при этомъ величина незначительна; но она однакожъ имѣетъ нѣкоторое, хотя слабое, вліяніе на точность таблицы, въ особенности же при большой нормѣ рожденій. Чтобы ближе судить о величинѣ пренебрегаемой поправки цифры c_n, приведемъ численный примѣръ. Для Россіи, какъ сейчасъ замѣчено, имѣемъ примѣрно $p = 4{,}76$; положимъ, что искомое указаніе c_n относится къ *пятилѣтнему* возрасту, для котораго, въ таблицахъ на стр. 71 и 88, находимъ слѣдующія значенія:

$$a_5 = 593, \qquad b_5 = 614.$$

Средняя ариѳметическая для этихъ чиселъ будетъ

$$c_5 = 603{,}5.$$

Если же примемъ въ соображеніе различіе въ числѣ годовыхъ рожденій мальчиковъ и дѣвочекъ, то получимъ

$$c_5 = \frac{104{,}76 \times 593 + 100 \times 614}{204{,}76} = 603{,}25\ldots.$$

Новое опредѣленіе разнствуетъ отъ предыдущаго, по недостатку, только на $^1/_{24}$ долю одного процента. Для дальнѣйшихъ возрастовъ этого рода поправки были бы еще менѣе ощутительны.

Такъ какъ мы не считаемъ отдѣльныхъ нашихъ таблицъ для муж. и женск. половъ до такой степени точными, чтобы полезно было вводить въ таблицу смертности обоихъ половъ подобныя незначительныя поправки, то послѣдуемъ примѣру статистиковъ, и будемъ руководствоваться общеупотребительнымъ пріемомъ. Такимъ образомъ, вычисливъ *среднія ариѳметическія* величины изъ послѣдовательныхъ соотвѣтственныхъ показаній двухъ таблицъ, мужской на стр. 71, и женской, *измѣненной*, на стр. 88, получимъ слѣдующую таблицу смертности для обоихъ половъ въ Россіи:

ТАБЛИЦА

смертности обоего пола православнаго исповѣданія въ Россіи.

Лѣта.	Дожив-шихъ.	Умер-шихъ.	Лѣта.	Дожив-шихъ.	Умер-шихъ.	Лѣта.	Дожив-шихъ.	Умер-шихъ.
0	**1000**		33	466		66	198	
1	747		34	460		67	188	
2	688		**35**	**454**	**27**	68	178	
3	649		36	448		69	167	
4	620		37	442		**70**	**156**	**53**
5	**603**	**397**	38	435		71	144	
6	594		39	428		72	133	
7	585		**40**	**421**	**33**	73	120	
8	577		41	414		74	109	
9	572		42	407		**75**	**97**	**59**
10	**566**	**37**	43	400		76	87	
11	562		44	392		77	78	
12	557		**45**	**384**	**37**	78	68	
13	554		46	376		79	60	
14	551		47	368		**80**	**51**	**46**
15	**548**	**18**	48	359		81	43	
16	545		49	349		82	36	
17	542		**50**	**340**	**44**	83	29	
18	539		51	333		84	23	
19	535		52	326		**85**	**18**	**33**
20	**529**	**19**	53	318		86	14	
21	524		54	311		87	10	
22	520		**55**	**303**	**37**	88	8	
23	516		56	296		89	6	
24	511		57	288		**90**	**5**	**13**
25	**507**	**22**	58	279		91	4	
26	502		59	270		92	3	
27	497		**60**	**260**	**43**	93	2	
28	492		61	250		**94**	**1**	**4**
29	487		62	240		**95**	**0**	**1**
30	**481**	**26**	63	230		и свыше		
31	476		64	220				
32	471		**65**	**209**	**51**			

Въ Отдѣлѣ III читатели найдутъ нѣкоторыя численныя приложенія составленныхъ нами таблицъ, и вмѣстѣ съ тѣмъ сравненіе полученныхъ изъ нихъ выводовъ съ соотвѣтственными результатами, вытекающими изъ таблицъ другихъ государствъ.

Въ заключеніе изложенія нашего по этому предмету, представляемъ, для наглядности, графическое изображеніе *хода смертности* въ Россіи, отдѣльно для мужчинъ и женщинъ, а также и для обоихъ половъ. Съ этою цѣлію начерчены слѣдующія *кривыя смертности* съ соблюденіемъ возможно-правильной соразмѣрности жежду относительными величинами ихъ ординатъ:*)

1) *Кривая смертности мужескаго пола (Листъ I)* согласно съ таблицею помѣщенной на стр. 71.
2) *Двѣ кривыя смертности женскаго пола (Листъ I);* онѣ построены на основаніи таблицъ, помѣщенныхъ на страницахъ 86 и 88. Выгоднѣйшая изъ этихъ двухъ кривыхъ, начиная съ 50-ти-лѣтняго возраста, именно *верхняя*, составлена по *измѣненной* таблицѣ смертности женск. пола.
3) *Кривая смертности для обоего пола (Листъ II)* получена изъ таблицы, приведенной на стр. 91.
4) Для нагляднаго сравненія, предлагаются на одномъ чертежѣ *четыре кривыя смертности (Листъ II)*, построенныя на основаніи таблицъ: Зернова и вмѣстѣ Бруна (для муж. пола), Зюсмильха (исправл. Бауманомъ), Варгентина (для муж. пола) и наконецъ, моей таблицы для муж. пола.

---

*) Въ Отдѣлѣ II (§ 28) объясненъ пріемъ для черченія *кривыхъ смертности.*

ОТДѢЛЪ II.

ТАБЛИЦЫ НАРОДОНАСЕЛЕНІЯ.

§ 28. Въ этомъ Отдѣлѣ мы займемся изслѣдованіями, относящимися къ распредѣленію населенія Россіи по возрастамъ. Приступая къ этому предмету, почти нетронутому у насъ, считаемъ полезнымъ предварительно изложить нѣкоторыя соображенія о таблицахъ народонаселенія вообще.

Для составленія такого рода таблицы, статистики пользуются или данными, получаемыми изъ непосредственнаго народосчисленія страны по возрастамъ, произведеннаго въ возможно-короткій промежутокъ времени, или же принимаютъ въ основаніе *таблицу смертности*, вычисленную для той же страны. Первый способъ, безъ сомнѣнія, есть надежнѣйшій; но, въ настоящее время, онъ непримѣнимъ къ Россіи, потому что произведенныя у насъ *ревизіи* не представляютъ ни надлежащей степени точности, ни достаточнаго числа данныхъ для рѣшенія вопроса о народосчисленіи. Операція однодневной, или по крайней мѣрѣ самой краткосрочной переписи, необходимой для надежности получаемыхъ результатовъ, чрезвычайно затруднительна, и едва-ли выполнима при обширности Имперіи; съ другой стороны представляется неполнота, ибо изъ нашихъ ревизій изъяты лица нѣкоторыхъ сословій, какъ то дворяне, чиновники, военные, почетные граждане и проч. И такъ, по необходимости, мы должны, въ настоящее время, отказаться отъ употребленія этого способа.

При неподвижномъ населеніи страны, то есть при такомъ, въ которомъ между прочимъ итоги годовыхъ рожденій и умершихъ

предполагаются равными между собой, статистики, изъ таблицы смертности выводятъ обыкновенно слѣдующимъ образомъ указанія для *таблицы народонаселенія, распредѣленнаго по возрастамъ*. Для опредѣленія относительнаго числа дѣтей отъ 0 до 1-го года, они берутъ *среднюю ариѳметическую* изъ первыхъ двухъ показаній таблицы смертности, т. е. полу-сумму числа поворожденныхъ и младенцевъ, дожившихъ до одного года. Относительное число дѣтей отъ 1 года до 2 лѣтъ опредѣляется *среднею ариѳметическою* изъ втораго и третьяго показанія таблицы смертности, именно полу-суммою достигшихъ одного года и двухъ-лѣтняго возраста, и такъ далѣе до предѣла человѣческой жизни, или до конца таблицы. Далѣе, сумму всѣхъ найденныхъ такимъ образомъ среднихъ чиселъ, то есть полный итогъ народонаселенія, обусловливаемый употребленною таблицею смертности, обыкновенно относятъ къ какой нибудь нормѣ, на-примѣръ къ 10 000, къ 100 000, къ 1 000 000, или къ другому круглому числу; послѣ того, полученныя среднія числа измѣняютъ въ отношеніи этой нормы къ найденному полному итогу народонаселенія. Такимъ образомъ, если означимъ чрезъ P этотъ полный итогъ, чрезъ n разсматриваемый возрастъ, чрезъ b_n вычисленное указаніе числа сверстниковъ возраста n, чрезъ Q принятую въ круглыхъ числахъ норму народонаселенія, на-примѣръ 100 000, наконецъ чрезъ B_n указаніе, соотвѣтственное b_n, и относящееся къ измѣненнной таблицѣ народопаселенія, вычисляемой для нормы Q, то получимъ

$$B_n = \frac{Qb_n}{P}.$$

Присовокупимъ къ этому, что такъ какъ указаніе b_n относится къ извѣстному числу рожденій, на-примѣръ къ 1 000 по составленнымъ нами таблицамъ смертности, то вѣроятное число рожденій, соотвѣтствующее таблицѣ народонаселенія при нормѣ Q, и которое мы изобразимъ чрезъ N, будетъ

$$N = \frac{1000\,Q}{P}.$$

Съ другой стороны, если означимъ соотвѣтственно чрезъ N' и P' дѣйствительные годовые итоги рожденій и народонаселенія въ государствѣ, то, по причинѣ допускаемой статистиками взаимной пропорціональности этихъ элементовъ, получимъ также

$$\frac{N'}{P'} = \frac{1000}{P},$$

откуда

$$P' = \frac{P\,N'}{1000}.$$

Такимъ образомъ, по извѣстному числу N' годовыхъ рожденій въ государствѣ и итога P, относящагося къ таблицѣ народонаселенія, опредѣлится и самое населеніе P' страны.

Изложенный сейчасъ способъ вычисленія таблицы распредѣленія жителей страны по возрастамъ, требующій, независимо отъ другихъ условій, чтобы народонаселеніе оставалось неподвижнымъ, очевидно не примѣнимъ къ дѣйствительности, ибо гипотеза о неподвижности населенія, нигдѣ и никогда не осуществляется съ надлежащею степенью приближенія. Такого мнѣнія и нѣкоторые статистики, почему они и не считаютъ объяснешный сейчасъ переходъ отъ *таблицы смертности* къ *таблицѣ народонаселенія* достаточно вѣрнымъ. Дальнѣйшія соображенія по этому предмету читатели найдутъ ниже, въ § 30.

Кромѣ указаннаго сейчасъ главнаго недостатка, есть и другая, хотя слабѣйшая по своему вліянію, причина неточности упоминаемаго способа; она заключается въ несвойственномъ вопросу употребленіи *среднихъ ариѳметическихъ величинъ* изъ двухъ смежныхъ указаній таблицъ смертности. Для бо̀льшей ясности нѣкоторыхъ новыхъ соображеній, представляющихся по поводу послѣдняго нашего утвержденія, предположимъ, что мы построили *кривую смертности* на основаніи той именно таблицы, которая должна послужить намъ для распредѣленія по возрастамъ извѣстнаго населенія. Съ этою цѣлію принимаемъ произвольную прямую Ox (*Листъ III, фиг. 1*) за положительную полу-ось абсциссъ, перпендикуляръ Oy къ Ox за положительную полу-ось ординатъ, и точку O за начало координатъ. Откладываемъ отъ начала O по

оси *x сто* равныхъ частей, и послѣдовательныя дѣленія отмѣчаемъ нумерами 1, 2, 3. . . . до 100. Изъ всѣхъ точекъ дѣленія возставляемъ перпендикуляры $1m'$, $2m''$, $3m'''$ . . . . ., на которыхъ опредѣляемъ точки кривой смертности, откладывая ординаты пропорціональныя цифрамъ остающихся въ живыхъ въ соотвѣтственныхъ возрастахъ по употребляемой таблицѣ. Пусть будетъ 1 000 норма рожденій; беремъ первую ординату Om произвольно, разумѣя подъ нею число 1 000; относя къ этой длинѣ Om всѣ остальныя ординаты, беремъ длину $1m'$ пропорціональною числу оставшихся въ живыхъ изъ этихъ 1 000 новорожденныхъ по прошествіи *одного* года, ординату $2m''$ — пропорціональною числу дожившихъ до *двухъ* лѣтъ, и такъ далѣе, пока не дойдемъ до предѣла человѣческой жизни, положимъ до *ста* лѣтъ; въ такомъ предположеніи на *стомъ* дѣленіи ордината будетъ *нуль*. Чрезъ отмѣченныя 101 точку m, m', m'', m''' . . . . проводимъ непрерывную линію, которую и называютъ *кривою смертности* *). Такое графическое изображеніе представляетъ, въ наглядномъ видѣ, самую *таблицу смертности*, такъ что однимъ взглядомъ можно обнять главныя измѣненія въ ходѣ смертности, а это иногда представляетъ болѣе удобства, чѣмъ обозрѣніе обширнаго ряда чиселъ въ таблицѣ.

Легко видѣть, что предложенный выше способъ *среднихъ чиселъ* приводится къ слѣдующимъ графическимъ построеніямъ: соединимъ точку m съ m', точку m' съ m'', m'' съ m''' и такъ далѣе, а изъ срединъ p, p', p''. . . . линій, $O-1$, $1-2$, $2-3$. . . . возставимъ перпендикуляры pq, $p'q'$, $p''q''$. . . ., пересѣкающіе кривую смертности въ точкахъ n, n', n''. . . . При такомъ построеніи, длины перпендикуляровъ pq, $p'q'$, $p''q''$ и такъ далѣе, будутъ изображать принимаемыя статистиками послѣдовательныя *среднія ариѳметическія указанія* таблицы народонаселенія, распредѣленнаго по возрастамъ.

---

*) Эту кривую, кажется, правильнѣе было бы называть *кривою жизненности*, ибо ординаты ея опредѣляютъ *итоги остающихся въ живыхъ* въ различные возрасты.

Но этотъ пріемъ, даже при неподвижномъ народонаселеніи, не совсѣмъ точенъ, и приводитъ, какъ легко видѣть, къ результатамъ нѣсколько бо̀льшимъ или нѣсколько мѐньшимъ противъ дѣйствительныхъ, смотря по тому, будетъ ли кривая смертности, въ разсматриваемомъ возрастѣ, обращена своею выпуклостію или вогнутостію къ линіи *Ox*. На эту неточность указываетъ и А. Кетле, въ своей статьѣ: *Sur les tables de mortalité et de population**), не предлагая впрочемъ никакого прямаго средства для ея устраненія. Въ замѣнъ принятаго статистиками способа, по которому они изъ таблицы смертности выводятъ таблицу населенія, предлагаемъ другой, устраняющій сказанную причину погрѣшностей; этотъ способъ основанъ на особенномъ приспособленіи къ занимающему насъ вопросу извѣстной *теоремы* Симпсона. Въ § 34 мы будемъ имѣть случай употребить этотъ пріемъ.

§ 29. Пусть будутъ

$$a_0,\ a_1,\ a_2,\ a_3 \ldots\ldots a_{n-1},\ a_n,\ a_{n+1} \ldots\ldots$$

послѣдовательныя указанія таблицы смертности, относящіяся по порядку къ возрастамъ

0 лѣтъ, 1 году, 2 г., 3 г. . . . . $(n-1)$ г., n г., $(n+1)$ г. . . . . ,

или, что все равно, соотвѣтствующія этимъ возрастамъ ординаты кривой смертности (*Листъ III, фиг. 1*)

$$0m,\ 1m',\ 2m'',\ 3m''' \ldots\ldots$$

Изобразимъ также чрезъ

$$b_1,\ b_2,\ b_3 \ldots\ldots b_{n-1},\ b_n,\ b_{n+1} \ldots\ldots$$

искомыя указанія таблицы народонаселенія, такъ что b_n означаетъ вообще число сверстниковъ возраста отъ $(n-1)$ до n лѣтъ. Слѣдуя обыкновенному способу, принимаютъ

$$b_1 = \frac{a_0 + a_1}{2},\quad b_2 = \frac{a_1 + a_2}{2} \ldots\ldots\quad b_n = \frac{a_{n-1} + a_n}{2} \ldots\ldots$$

*) *Bulletin de la Commission centrale de Statistique.* Bruxelles, 1853; T. V, стр. 13.

Вникнувъ же въ сущность вопроса, увидимъ, что при допущенной на время *неподвижности народонаселенія*, искомое указаніе b_n таблицы, соотвѣтствующее какому ни есть возрасту n, должно равняться не средней ариѳметической

$$\frac{a_{n-1}+a_n}{2},$$

изъ двухъ ординатъ a_{n-1} и a_n, а *средней ариѳметической изъ всѣхъ* ординатъ кривой смертности, ограниченной крайними ординатами a_{n-1} и a_n; эта *средняя*, какъ извѣстно, для кривой *выпуклой* къ оси Ox, будетъ всегда менѣе полу-суммы $\frac{a_{n-1}+a_n}{2}$; кривая же смертности, по крайней мѣрѣ для первыхъ возрастовъ, обращена *выпуклостію* своею къ сказанной оси.

И такъ, наша задача состоитъ теперь въ томъ, чтобы найти *среднюю* для безконечнаго числа ординатъ кривой смертности между извѣстными предѣлами. Для этого, въ строгомъ смыслѣ, должно знать какая это кривая, или, иначе, имѣть ея уравненіе. Требованіе это, по самой сущности вопроса, неисполнимо, точно такъ, какъ и при изслѣдованіи множества другихъ явленій физическихъ и нравственныхъ, ходъ которыхъ изображаютъ не рѣдко *эмпирическими кривыми*, не имѣя возможности подчинить ихъ строгому математическому закону. Если же, по роду производимыхъ изысканій, непремѣнно нужно имѣть аналитическое выраженіе эмпирической кривой, то ее замѣняютъ какою либо другою извѣстною линіею, почти совпадающею съ нею, на-примѣръ *параболою высшаго порядка*, или же совокупностію нѣсколькихъ *параболъ*, напримѣръ *параболъ втораго порядка*. Такъ поступимъ и мы въ настоящемъ случаѣ.

Чрезъ каждыя три смежныя точки кривой смертности, именно чрезъ точки m, m', m'', потомъ чрезъ m', m'', m''', далѣе чрезъ m'', m''', m^{IV} и проч. проведемъ обыкновешыя *параболы втораго порядка;* совокупность такимъ образомъ построенныхъ частей линій или дугъ mm' отъ первой параболы, $m'm''$ отъ второй параболы, $m''m'''$ отъ третьей параболы и проч., составитъ непрерывную *кривую смертности*, удовлетворяющую всѣмъ требованіямъ

относительно указываемыхъ таблицею итоговъ доживающихъ до послѣдовательныхъ возрастовъ. При этомъ должно замѣтить, что отдѣльныя части $m'm''$, принадлежащія къ первой и ко второй параболѣ, почти сольются въ одну дугу; то же самое должно разумѣть и о повторяющихся дугахъ $m''m'''$, $m'''m^{IV}$ и такъ далѣе.

Условясь во всемъ сказанномъ, легко можемъ опредѣлить и новыя *среднія* b_1, b_2, b_3. . . . . b_n, о которыхъ было упомянуто выше. Дѣйствительно извѣстно, что *средняя* изъ всѣхъ ординатъ криволинейнаго сегмента равна площади этого сегмента, раздѣленной на его основаніе *). Пусть будутъ соотвѣтственно

$$\omega_1,\ \omega_2,\ \omega_3\ \ldots\ldots\ \omega_n$$

площади сегментовъ (*Листъ III, фиг. 1*)

$$0mm'1,\ \ 1m'n'm''2,\ \ 2m''n''m'''3\ldots\ldots,$$

а

$$\Omega_1,\ \Omega_2,\ \Omega_3\ldots\ldots\Omega_n$$

площади сегментовъ

$$0mm'n'm''2,\ \ 1m'n'm''n''m'''3,\ \ 2m''n''m'''n'''m^{IV}4\ldots\ldots$$

Если примемъ каждое изъ равныхъ дѣленій $0-1$, $1-2$, $2-3\ldots$, взятыхъ на оси абсциссъ, за *линейную единицу*, то получимъ

$$b_1=\omega_1,\ \ b_2=\omega_2,\ \ b_3=\omega_3\ldots\ldots b_n=\omega_n,$$

ибо, какъ мы уже замѣтили выше, каждая изъ искомыхъ *среднихъ* равна площади соотвѣтственнаго ей сегмента, раздѣленной на его основаніе, которое мы приняли сейчасъ за *единицу*.

Обратимся теперь къ площадямъ сегментовъ Ω_1, Ω_2, $\Omega_3\ldots$; на основаніи *теоремы* Симпсона будетъ

$$\left.\begin{aligned}
\Omega_1&=\tfrac{1}{3}(a_0+4a_1+a_2)\\
\Omega_2&=\tfrac{1}{3}(a_1+4a_2+a_3)\\
\Omega_3&=\tfrac{1}{3}(a_2+4a_3+a_4)\\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\\
\Omega_n&=\tfrac{1}{3}(a_{n-1}+4a_n+a_{n+1}).
\end{aligned}\right\}\ldots\ldots\ldots(1)$$

*) Смот. *Основанія математической теоріи вѣроятностей* Буняковскаго, 1846 г. *Примѣчаніе* IX.

Такимъ образомъ всѣ величины $\Omega_1, \Omega_2, \Omega_3 \ldots \Omega_n$ могутъ быть вычислены посредствомъ указаній $a_0, a_1, a_2, a_3 \ldots$ употребляемой таблицы. Съ другой же стороны, какъ видно изъ *фиг.* 1, имѣемъ

$$\left.\begin{aligned} \omega_1 + \omega_2 &= \Omega_1 \\ \omega_2 + \omega_3 &= \Omega_2 \\ \omega_3 + \omega_4 &= \Omega_3 \\ &\ldots\ldots\ldots \\ \omega_{2m-1} + \omega_{2m} &= \Omega_{2m-1} \\ \omega_{2m} + \omega_{2m+1} &= \Omega_{2m}. \end{aligned}\right\} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

Замѣтимъ, что число неизвѣстныхъ $\omega_1, \omega_2, \omega_3 \ldots \omega_{2m+1}$ превышаетъ единицею число уравненій; слѣдовательно, достаточно имѣть значеніе одной изъ этихъ неизвѣстныхъ для опредѣленія всѣхъ остальныхъ.

Изъ равенствъ (2) выводимъ

$$\begin{aligned} \omega_1 - \omega_3 &= \Omega_1 - \Omega_2 \\ \omega_3 - \omega_5 &= \Omega_3 - \Omega_4 \\ \omega_5 - \omega_7 &= \Omega_5 - \Omega_6 \\ &\ldots\ldots\ldots, \ldots\ldots \\ \omega_{2m-1} - \omega_{2m+1} &= \Omega_{2m-1} - \Omega_{2m}. \end{aligned}$$

Сложивъ всѣ эти уравненія, получимъ

$$\omega_1 = \sum_1^m \Omega_{2m-1} - \sum_1^m \Omega_{2m} + \omega_{2m+1}, \ldots\ldots\ldots (3)$$

гдѣ, для краткости, мы положили

$$\left.\begin{aligned} \sum_1^m \Omega_{2m-1} &= \Omega_1 + \Omega_3 + \Omega_5 + \ldots + \Omega_{2m-1} \\ \sum_1^m \Omega_{2m} &= \Omega_2 + \Omega_4 + \Omega_6 + \ldots + \Omega_{2m}. \end{aligned}\right\} \ldots\ldots (4)$$

Посредствомъ уравненій (3) и (2) вполнѣ разрѣшится занимающій насъ вопросъ, когда площадь ω_{2m+1} будетъ извѣстна. Дѣйствительно, по извѣстной величинѣ ω_{2m+1}, изъ уравн. (3) и (4) найдется сперва величина $\omega_1 = b_1$; потомъ, по извѣстному значе-

нію ω_1, изъ формулъ (2) выведутся по порядку величины всѣхъ остальныхъ количествъ ω_2, ω_3, ω_4 ...., или, что все равно, искомыхъ указаній b_2, b_3, b_4 ..... таблицы народонаселенія.

И такъ, для окончательнаго рѣшенія задачи, остается опредѣлить непосредственно ω_{2m+1} для какого ни есть m, или же вообще одну изъ величинъ ω_1, ω_2, ω_3 ..... Вопросъ этотъ, по свойству таблицъ смертности, въ особенности когда норма рожденій не слишкомъ велика, какъ на-примѣръ 1 000, рѣшается очень просто, и даже вообще представляетъ выборъ между нѣсколькими изъ величинъ ω_1, ω_2, ω_3, ω_4 ..... Въ самомъ дѣлѣ, легко видѣть, что стоитъ только въ употребляемой таблицѣ смертности дойти до такихъ *трехъ* смежныхъ указаній

$$a_n,\ a_{n+1},\ a_{n+2},$$

которыя составляли бы между собою *ариѳметическую прогрессію*, т. е. чтобы было

$$a_n - a_{n+1} = a_{n+1} - a_{n+2}.$$

Въ такомъ предположеніи, и обращаясь опять къ *фиг.* 1, увидимъ, что линія, соединяющая концы перпендикуляровъ a_n и a_{n+1} будетъ *прямая*, какъ то̀ прямо усматривается изъ объясненнаго выше пріема, состоящаго въ проведеніи *параболы втораго порядка* чрезъ три смежныя точки. Слѣдовательно ω_{n+1} обратится въ *трапецію*, почему и получимъ

$$\omega_{n+1} = \frac{a_n + a_{n+1}}{2}.$$

Такъ, на-примѣръ, въ нашей таблицѣ смертности для муж. пола (стр. 71), первыя равноразностныя три числа будутъ

$$a_9 = 561,\quad a_{10} = 556,\quad a_{11} = 551;$$

слѣдовательно

$$b_{10} = \omega_{10} = \frac{a_9 + a_{10}}{2} = 558{,}5.$$

По этой величинѣ, на основаніи формулъ (2), выведемъ неизвѣстныя ω_1, ω_2, ω_3 .... до ω_9 включительно; значенія ихъ будутъ:

$$b_9 = \omega_9 = \Omega_9 - \omega_{10}$$
$$b_8 = \omega_8 = \Omega_8 - \Omega_9 + \omega_{10}$$
$$b_7 = \omega_7 = \Omega_7 - \Omega_8 + \Omega_9 - \omega_{10}$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$
$$b_1 = \omega_1 = \Omega_1 - \Omega_2 + \Omega_3 - \Omega_4 + \Omega_5 - \Omega_6 + \Omega_7 - \Omega_8 + \Omega_9 - \omega_{10}.$$

Что касается до количествъ Ω_1, Ω_2, Ω_3 и проч., то всѣ они, посредствомъ цифръ таблицы смертности, опредѣлятся изъ формулъ **(1)**.

Дальнѣйшія указанія $b_{11} = \omega_{11}$, $b_{12} = \omega_{12}$, $b_{13} = \omega_{13}$..... получимъ совершенно подобнымъ образомъ, начиная дѣйствіе съ ординаты a_{11}, и пріискивая опять *три* смежныя равноразностныя ординаты. Или же, можно употребить найденную величину ω_{10} для опредѣленія дальнѣйшихъ чиселъ ω_{11}, ω_{12}, ω_{13}..... на основаніи равенствъ

$$\omega_{10} + \omega_{11} = \Omega_{10}$$
$$\omega_{11} + \omega_{12} = \Omega_{11}$$
$$\omega_{12} + \omega_{13} = \Omega_{12}$$
$$\omega_{13} + \omega_{14} = \Omega_{13}$$
$$\ldots\ldots\ldots$$

изъ которыхъ выводимъ

$$b_{11} = \omega_{11} = \Omega_{10} - \omega_{10}$$
$$b_{12} = \omega_{12} = \Omega_{11} - \Omega_{10} + \omega_{10}$$
$$b_{13} = \omega_{13} = \Omega_{12} - \Omega_{11} + \Omega_{10} - \omega_{10}$$
$$b_{14} = \omega_{14} = \Omega_{13} - \Omega_{12} + \Omega_{11} - \Omega_{10} + \omega_{10}$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

§ 30. Въ § 28 мы сказали, что таблица народонаселенія, выведенная непосредственно изъ таблицы смертности, почти всегда будетъ ошибочна. По важности вопроса, войдемъ въ надлежащія подробности, и постараемся устранить, на сколько возможно, недостатокъ этого способа.

Нѣкоторые математики и статистики, занимавшіеся теоріею таблицъ народонаселенія, полагали, что онѣ, при *неподвижномъ*

народонаселеніи, могутъ быть вычисляемы по объясненному въ § 28 способу. Такого мнѣнія былъ знаменитый Лапласъ *), также Лакруа **) и другіе. Извѣстный Фурье ***) требовалъ двухъ условій: 1) чтобы народонаселеніе достигло во всѣхъ своихъ частяхъ состоянія неизмѣннаго, и 2) чтобы число прибывающихъ въ страну и выселяющихся изъ нея, по незначительности своей, могло быть пренебрежено. А. Кетле того мнѣнія, что условіе неподвижности народонаселенія, или достиженія имъ во всѣхъ частяхъ его состоянія неизмѣннаго, недостаточно для того, чтобы изъ таблицы смертности можно было вывести таблицу народонаселенія, распредѣленнаго по возрастамъ. Обсужденіе этого вопроса привело его къ заключенію, что переходъ отъ таблицы смертности къ таблицѣ народонаселенія позволителенъ только въ томъ случаѣ, когда итоги умершихъ, въ каждомъ возрастѣ, сохраняютъ ежегодно одинаковыя взаимныя отношенія, при чемъ народонаселеніе можетъ быть безразлично *неподвижнымъ*, *возрастающимъ* или *убывающимъ* †).

Нѣтъ, кажется, надобности настаивать на томъ, какъ рѣдко условія, требуемыя для правильнаго перехода отъ законовъ смертности къ законамъ народонаселенія, удовлетворяются въ дѣйствительности хотя сколько нибудь приблизительно. Поэтому, непосредственное употребленіе таблицы смертности для распредѣленія народонаселенія по возрастамъ едва-ли можетъ найти приложеніе къ какому либо случаю на практикѣ. Во всякой странѣ были, и всегда будутъ, болѣе или менѣе значительныя измѣненія въ числѣ годовыхъ рожденій, предшествовавшія времени составленія для нея таблицы смертности. Эти, вообще не равномѣрныя перемѣны въ рождаемости имѣютъ прямое вліяніе на итоги сверстниковъ различныхъ возрастовъ въ живомъ поколѣніи, между тѣмъ какъ подобные оттѣнки исчезаютъ въ таблицахъ смертности, которыя,

---

*) *Essai philosophique sur les probabilités;* 1819, стр. 176.

**) *Traité élémentaire du calcul des probabilités;* 1833, стр. 206.

***) *Recherches statistiques sur la ville de Paris;* 1821, Introduction стр. XVIII.

†) *Bull. de la Commission centrale de Statistique;* Bruxelles, 1851, T. IV, стр. 84.

по сущности своей, должны заключать въ себѣ только показанія, отнесенныя къ одной постоянной нормѣ рожденій.

Въ виду этихъ затрудненій, и за недостаткомъ подробныхъ переписей по возрастамъ для Имперіи, должно было придумать особенный пріемъ для извлеченія изъ имѣющихся у насъ статистическихъ данныхъ такихъ показаній, которыя могли бы послужить для составленія таблицы народонаселенія. Предлагаемый здѣсь способъ, совершенно строгій въ теоретическомъ отношеніи, вмѣстѣ съ тѣмъ, какъ мы увидимъ въ дальнѣйшемъ изложеніи, приводитъ къ результатамъ, которые подтверждаются въ удовлетворительной степени и добытыми у насъ статистическими фактами (§ 40).

§ 31. Чтобы съ совершенною ясностію представить себѣ условія занимающаго насъ вопроса, вникнемъ въ значеніе *основныхъ чиселъ* 407, 37, 18 и проч., или соотвѣтствующихъ имъ указаній итоговъ остающихся въ живыхъ 593, 556, 538 и проч. (*Таблица смертности муж. пола*, стр. 71).

Первый рядъ чиселъ

407, 37, 18 .....

означаетъ сколько, изъ числа 1000 новорожденныхъ, умираетъ въ теченіе пятилѣтнихъ возрастныхъ періодовъ

0—5 л., 5—10 л., 10—15 л....,

а второй

593, 556, 538.....

сколько, изъ того же числа 1000, доживаетъ до 5-ти лѣтъ, до 10-ти л., до 15-ти л. и такъ далѣе.

Вообразимъ теперь такую мѣстность, въ которой мужеское населеніе распредѣляется по возрастамъ согласно съ таблицею народонаселенія, выведенною изъ упомянутой сейчасъ таблицы смертности, на основаніи способа, изложеннаго въ § 28. Если въ такомъ предположеніи, допустимъ употребленіе *среднихъ ариѳме-*

тическихъ, безъ предложеннаго нами измѣненія въ § 29, то число жителей муж. пола той мѣстности распредѣлится слѣдующимъ образомъ:

Отъ 0 до 1 года ..... $\frac{1\,000 + 735}{2} = 867{,}5$

» 1 до 2 лѣтъ ..... $\frac{735 + 677}{2} = 706$

» 2 до 3 лѣтъ ..... $\frac{677 + 638}{2} = 657{,}5$

.....

отъ 59 до 60 лѣтъ ..... $\frac{259 + 249}{2} = 254$

.....

Цифры эти, при сдѣланной сейчасъ оговоркѣ на счетъ *среднихъ*, слѣдовало бы считать вѣрными только при абсолютной неизмѣняемости законовъ смертности во всѣхъ возрастахъ въ теченіе ста лѣтъ, предшествовавшихъ эпохѣ составленія таблицы, и, главное, въ томъ предположеніи, что *въ каждый изъ ста предшествовавшихъ годовъ, число рожденій муж. пола постоянно равнялось 1 000.* Дѣйствительно, еслибъ предположили, на-примѣръ, что за 60 лѣтъ до эпохи, къ которой относится составляемая таблица, вмѣсто 1 000 рожденій муж. пола, ихъ было 500 или 2 000, то очевидно, и число сверстниковъ 60-ти лѣтъ равнялось бы только *половинному* числу въ первомъ случаѣ, и *удвоенному* во второмъ противъ цифры 254. То же самое должно разумѣть и о сверстникахъ всѣхъ другихъ возрастовъ.

Вводить въ вычисленіе колебанія закона смертности, въ особенности въ теченіе продолжительнаго столѣтняго періода, нѣтъ, конечно, никакой возможности; и для другихъ государствъ, опередившихъ насъ въ собираніи статистическихъ данныхъ, задача эта неразрѣшима. Да и къ тому жъ, если не существовало какой либо причины усиленной смертности, преимущественно дѣйствовавшей на нѣкоторые возрасты, а были только незначительныя измѣненія, которымъ поперемѣнно подвергались всѣ возрастные періоды, то такія колебанія не произведутъ ощутительныхъ измѣненій въ законахъ смертности, выражаемыхъ таблицею. Совсѣмъ

другое дѣло абсолютное увеличеніе или уменьшеніе числа годовыхъ рожденій: то и другое имѣетъ значительное вліяніе на цифры таблицы народонаселенія.

Руководствуясь такими соображеніями, приступимъ къ составленію особой *вспомогательной таблицы*, которая должна послужить намъ потомъ для вычисленія *таблицы народонаселенія муж. пола православнаго исповѣданія для Россіи на 1862 годъ*. На новыхъ нашихъ *вспомогательныхъ основныхъ числахъ* должны будутъ съ точностію отразиться тѣ измѣненія, которымъ подвергались итоги рожденій въ послѣдовательныя пятилѣтія, предшествовавшія эпохѣ 1862 года.

Удержимъ всѣ обозначенія § 13 (Отдѣлъ I); сверхъ того, изобразимъ соотвѣтственно чрезъ

$$z_1,\ z_2,\ z_3 \ldots\ldots \text{ до } z_{20}$$

новыя основныя числа, то есть новыя значенія чиселъ

$$x_1,\ x_2,\ x_3 \ldots\ldots \text{ до } x_{20},$$

изображающихъ итоги умершихъ въ 1862 году, при нормѣ 10 000 рожденій, относящіеся къ возрастамъ

$$0 — 5 \text{ л.},\ 5 — 10 \text{ л.},\ 10 — 15 \text{ л.} \ldots\ldots 95 — 100 \text{ л.}$$

Различіе между прежними *основными числами* $x_1, x_2, x_3 \ldots\ldots$ и новыми *вспомогательными* $z_1, z_2, z_3 \ldots\ldots$ будетъ состоять въ томъ, что первый рядъ, по самой сущности своей, выражаетъ только законы смертности, и нисколько не зависитъ отъ измѣненій, происшедшихъ въ итогахъ рожденій въ эпохи, предшествовавшія 1862-му году, тогда какъ члены втораго ряда $z_1, z_2, z_3 \ldots\ldots$ обусловливаются въ одно время и законами смертности, и цифрами рождаемости въ тѣ годы, къ которымъ относятся рожденія умершихъ въ 1862 году въ различныхъ возрастахъ.

На такомъ основаніи приступимъ къ опредѣленію указаній $z_1, z_2, z_3 \ldots$. Такъ какъ вычисляемая нами таблица народонаселенія будетъ относиться къ 1862 году, то употребимъ найденныя

на стр. 60 значенія для x_1, x_2, x_3 . . . . ., вычисленныя для того же года. Въ § 13 мы нашли, что среднее годовое число рожденій для періода 1857 — 1862 г., то есть для возраста отъ 0 до 5 лѣтъ, равно

$$N_1 = 1\,433\,699;$$

къ этому итогу N_1, относящемуся къ эпохѣ 1862 года, для которой составляется теперь таблица, мы будемъ относить всѣ другіе N_2, N_3, N_4. . . . . Поэтому, удержавъ прежнюю норму 10 000 въ 1862 году, мы примемъ новое основное число z_1 равнымъ x_1, вслѣдствіе чего и будетъ

$$z_1 = x_1 = 4\,067.$$

Далѣе, принявъ въ соображеніе, что умершіе въ 1862 году, въ возрастѣ отъ 5 до 10 лѣтъ, всѣ родились въ періодъ 1852 — 1857 г., для котораго среднее число рожденій было

$$N_2 = 1\,299\,293,$$

окажется, что для перехода отъ основнаго числа $x_2 = 367$ къ числу z_2, первое x_2 должно быть уменьшено, потому что $N_2 < N_1$, и именно въ содержаніи N_2 къ N_1, такъ что

$$z_2 = \frac{N_2}{N_1} x_2 = 333.$$

И въ самомъ дѣлѣ, x_2 означаетъ число умершихъ въ возрастѣ отъ 5 до 10 лѣтъ изъ 10 000 рожденій, и къ этой же нормѣ относилось число $x_1 = z_1$; что касается до числа z_2, означающаго итогъ подобный x_2, но относящійся къ мѣньшему числу умершихъ сверстниковъ отъ 5 до 10 лѣтъ, то оно и должно быть отнесено къ нормѣ мѣньшей чѣмъ 10 000 въ содержаніи N_2 къ N_1, и поэтому равной

$$\frac{10\,000\,N_2}{N_1},$$

ибо, въ пятилѣтіе 1852 — 1857 г., число рожденій было N_2, а въ періодъ 1857 — 1862 г. оно простиралось до числа N_1, которое превышаетъ N_2. Такимъ образомъ, замѣнивъ въ формулѣ (Отдѣлъ I, § 13)

$$x_2 = \frac{10\,000\, m_2}{N_2}$$

норму 10 000 числомъ $\frac{10\,000 N_2}{N_1}$, и написавъ z_2 вмѣсто x_2, получимъ

$$z_2 = \frac{10\,000\, N_2}{N_1} \cdot \frac{m_2}{N_2} = \frac{N_2}{N_1} \cdot \frac{10\,000\, m_2}{N_2} = \frac{N_2}{N_1} x_2,$$

согласно съ найденнымъ сейчасъ результатомъ.

Совершенно подобнымъ образомъ, по значеніямъ

$$N_3 = 1\,249\,996, \quad x_3 = 182,$$

найдется

$$z_3 = \frac{N_3}{N_1} x_3 = 158,$$

и вообще будетъ

$$z_n = \frac{N_n}{N_1} x_n \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

Но, съ другой стороны, при нормѣ 10 000 рожденій, имѣемъ (Отдѣлъ I, § 13)

$$\begin{aligned} x_2 &= \frac{10\,000\, m_2}{N_2} \\ x_3 &= \frac{10\,000\, m_3}{N_3} \\ &\ldots\ldots\ldots \\ x_n &= \frac{10\,000\, m_n}{N_n}; \end{aligned}$$

слѣдовательно

$$\left.\begin{aligned} z_1 &= \frac{10\,000\, m_1}{N_1} \\ z_2 &= \frac{10\,000\, m_2}{N_1} \\ z_3 &= \frac{10\,000\, m_3}{N_1} \\ &\ldots\ldots\ldots \\ z_n &= \frac{10000\, m_n}{N_1}, \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

разумѣя подъ m_1, m_2, m_3 ...., какъ и въ § 13, абсолютные итоги умершихъ въ 1862 году, относящіеся по порядку къ возрастнымъ періодамъ

0 — 5 л., 5 — 10 л., 10 — 15 л. . . . . .

Изъ формулъ **(6)** усматриваемъ, что указанія z_1, z_2, z_3 .... пропорціональны соотвѣтствующимъ имъ итогамъ умершихъ m_1, m_2, m_3..... Эти послѣднія уравненія проще предыдущаго **(5)**, ибо они не требуютъ предварительнаго вычисленія величинъ N_2, N_3, N_4.... Но за то въ нихъ входятъ итоги m_1, m_2, m_3, m_4....., которые, начиная съ m_4 и до m_{12}, т. е. отъ періода 15 — 20 л. и до періода 55 — 60 л., должны быть увеличены по причинѣ не принятой въ расчетъ въ общихъ вѣдомостяхъ смертности въ войскѣ. По этой причинѣ, въ предѣлахъ $n = 4$ и $n = 12$, удобнѣе употреблять прежде найденную формулу **(5)**.

Здѣсь можетъ представиться то сомнѣніе, что въ итоги N_1, N_2, N_3..... не вошли всѣ цифры рожденій въ арміи и во флотѣ. И дѣйствительно, хотя вліяніе этихъ цифръ отчасти и ослабляется тѣмъ, что не взяты также въ расчетъ и умершіе въ войскѣ малолѣтніе, однакожъ, въ строгомъ смыслѣ, казалось бы нужнымъ принять въ соображеніе сказанное обстоятельство при вычисленіи итоговъ N_1, N_2, N_3.... Но, за совершеннымъ недостаткомъ подобныхъ данныхъ, благонадежнѣе будетъ оставить итоги N_1, N_2, N_3.... безъ поправокъ; измѣненіе ихъ, основанное на однихъ предположеніяхъ, болѣе или менѣе произвольныхъ, могло бы вовлечь насъ въ бо̀льшія неточности, чѣмъ удержаніе первоначальныхъ значеній этихъ чиселъ. Единственное допущеніе, сколько нибудь согласное съ понятіями о вопросахъ подобнаго рода, состояло бы въ томъ, что добавочное, пренебрегаемое нами число рожденій, относящееся къ какому либо году, *пропорціонально* общему итогу рожденій въ томъ самомъ году. Такимъ образомъ, означивъ чрезъ α постоянную величину, пришлось бы вообще

N_n замѣнить суммою $N_n + \alpha N_n$,

а N_1 » » $N_1 + \alpha N_1$.

Отношеніе новыхъ величинъ

$$\frac{N_n + \alpha N_n}{N_1 + \alpha N_1} = \frac{(1+\alpha) N_n}{(1+\alpha) N_1} = \frac{N_n}{N_1},$$

а слѣдовательно и число z_n, опредѣляемое формулою **(5)**, сохранило бы прежнее свое значеніе, и тѣмъ самымъ оправдалось бы наше утвержденіе о возможности сохраненія въ вычисленіи итоговъ N_1, N_2, N_3.... безъ поправокъ.

На такомъ основаніи, вычисляя указанія

$$z_4,\ z_5,\ z_6 \ldots\ldots \text{ до } z_{12}$$

по формулѣ **(5)**, а остальныя

$$z_2,\ z_3 \text{ и } z_{13},\ z_{14},\ z_{15} \ldots\ldots \text{ до } z_{20}$$

по формуламъ **(6)**, получимъ въ цѣлыхъ числахъ слѣдующія величины для *вспомогательныхъ основныхъ чиселъ:*

Возрастъ.	Нов. основн. числа z.	Возрастъ.	Нов. основн. числа z.
0 — 5	4067	55 — 60	225
5 — 10	333	60 — 65	214
10 — 15	158	65 — 70	190
15 — 20	157	70 — 75	143
20 — 25	172	75 — 80	102
25 — 30	173	80 — 85	64
30 — 35	172	85 — 90	36
35 — 40	197	90 — 95	17
40 — 45	204	95 и свыше	10
45 — 50	202		
50 — 55	197		

Если возьмемъ сумму всѣхъ чиселъ z_1, z_2, z_3...., заключающихся въ этой таблицѣ, то получимъ итогъ 7033. Значеніе цифръ z_1, z_2, z_3.... въ разсужденіи этого итога будетъ слѣдующее: изъ числа 7033 лицъ муж. пола православнаго исповѣданія, умершихъ въ 1862 году, приходилось смертныхъ случаевъ:

въ возрастѣ отъ 0 до 5 лѣтъ.	4 067
» » » 5 » 10 »	333
» » » 10 » 15 »	158
» » » 15 » 20 »	157
. . . . .	
въ возрастѣ отъ 90 до 95 л.	17
» » » 95 и свыше.	10
Итого. . .	7 033.

§ 32. Вычисливъ такимъ образомъ *новыя основныя числа* z_1, z_2, z_3 . . . . ., мы займемся опредѣленіемъ соотвѣтствующихъ имъ *итоговъ остающихся въ живыхъ* въ дѣйствительномъ народонаселеніи.

Пусть будутъ, при той же нормѣ 10 000 рожденій въ 1862 году

$$c_5,\ c_{10},\ c_{15} \ldots\ldots\ldots c_{5n}$$

эти итоги, по порядку относящіеся къ возрастнымъ пятилѣтіямъ

0 — 5 л., 5 — 10 л., 10 — 15 л. . . . . 5 $(n-1)$ до 5 n лѣтъ.

Изобразимъ чрезъ

$$a_5 = 5\ 933,\ a_{10} = 5\ 566,\ a_{15} = 5\ 384, \ldots\ldots\ldots$$

числа дожившихъ до тѣхъ же возрастовъ по таблицѣ смертности, приведенной въ § 18 на стр. 60, и вычисленной также для 10 000 рожденій. Основныя числа, соотвѣтствующія этимъ указаніямъ a_5, a_{10}, a_{15} . . ., будутъ (та же таблица)

$$x_1 = 4\ 067,\ x_2 = 367,\ x_3 = 182, \ldots\ldots\ldots$$

Первое указаніе c_5 очевидно равно числу рожденій 10 000 безъ числа z_1, умершихъ дѣтей отъ 0 до 5 лѣтъ; но такъ какъ (§ 31)

$$z_1 = x_1 = 4\ 067,$$

то и получимъ

$$c_5 = a_5 = 10\ 000 - 4\ 067 = 5\ 933.$$

Для опредѣленія второй цифры c_{10}, то есть соразмѣрнаго нормѣ рожденій числа дѣтей, достигающихъ 10-ти лѣтъ въ живомъ поколѣніи, разсуждаемъ слѣдующимъ образомъ.

Такъ какъ число рожденій N_1, относящееся къ пятилѣтію 1857 — 1862 г., и обусловливающее величины $x_1 = z_1$, $a_5 = c_5$, приведено къ нормѣ 10 000 рожденій, то въ томъ же 1862 году соотвѣтствующее значеніе этой нормы, для возраста отъ 5 до 10 лѣтъ, который относится по рожденіямъ къ періоду 1852 — 1857 г., опредѣлится четвертымъ членомъ пропорціи

$$N_1 : 10\,000 = N_2 : \frac{10\,000\,N_2}{N_1}.$$

Изъ этого числа должно вычесть:

1) Всѣхъ умершихъ въ возрастѣ отъ 0 до 5 лѣтъ; число ихъ опредѣлится четвертымъ членомъ пропорціи

$$10\,000 : z_1 = \frac{10\,000\,N_2}{N_1} : \frac{N_2}{N_1} z_1.$$

2) Всѣхъ умершихъ въ возрастѣ отъ 5 до 10 лѣтъ; эта цифра будетъ z_2. И такъ

$$c_{10} = \frac{10\,000\,N_2}{N_1} - \frac{N_2}{N_1} z_1 - z_2.$$

Но такъ какъ въ силу формулы **(5)** имѣемъ

$$z_1 = x_1 \quad , \quad z_2 = \frac{N_2}{N_1} x_2,$$

то и получимъ

$$c_{10} = \frac{N_2}{N_1}(10\,000 - x_1 - x_2) = \frac{N_2}{N_1} a_{10}.$$

Чтобы найти третье показаніе c_{15}, опредѣляемъ норму рожденій для возраста отъ 10 до 15 лѣтъ, соотвѣтствующаго по рожденіямъ періоду 1847—1852 г.; эта норма изобразится четвертымъ членомъ пропорціи

$$N_1 : 10\,000 = N_3 : \frac{10\,000\,N_3}{N_1}.$$

Изъ этого послѣдняго числа должно вычесть:

1) Всѣхъ умершихъ въ возрастѣ отъ 0 до 5 лѣтъ; число ихъ опредѣлится четвертымъ членомъ пропорціи

$$10\,000 : z_1 = \frac{10\,000\,N_3}{N_1} : \frac{N_3}{N_1} z_1.$$

2) Всѣхъ умершихъ въ возрастѣ отъ 5 до 10 лѣтъ; число ихъ равно четвертому члену пропорціи

$$\frac{10\,000\,N_2}{N_1} : z_2 = \frac{10\,000\,N_3}{N_1} : \frac{N_3}{N_2} z_2.$$

3) Всѣхъ умершихъ въ возрастѣ отъ 10 до 15 лѣтъ; эта цифра будетъ z_3. И такъ

$$c_{15} = \frac{10\,000\,N_3}{N_1} - \frac{N_3}{N_1} z_1 - \frac{N_3}{N_2} z_2 - z_3.$$

Въ силу же формулъ **(5)** имѣемъ

$$z_1 = x_1, \quad z_2 = \frac{N_2}{N_1} x_2, \quad z_3 = \frac{N_3}{N_1} x_3;$$

слѣдовательно

$$c_{15} = \frac{N_3}{N_1}(10\,000 - x_1 - x_2 - x_3) = \frac{N_3}{N_1} a_{15}.$$

Совершенно подобнымъ образомъ получимъ

$$c_{20} = \frac{10\,000\,N_4}{N_1} - \frac{N_4}{N_1} z_1 - \frac{N_4}{N_2} z_2 - \frac{N_4}{N_3} z_3 - z_4$$
$$= \frac{N_4}{N_1}(10\,000 - x_1 - x_2 - x_3 - x_4) = \frac{N_4}{N_1} a_{20},$$

и вообще

$$c_{5n} = \frac{10\,000\,N_n}{N_1} - \frac{N_n}{N_1} z_1 - \frac{N_n}{N_2} z_2 - \frac{N_n}{N_3} z_3 - \ldots - \frac{N_n}{N_{n-1}} z_{n-1} - z_n$$
$$= \frac{N_n}{N_1}(10\,000 - x_1 - x_2 - x_3 - \ldots - x_{n-1} - x_n) = \frac{N_n}{N_1} a_{5n}.$$

Послѣднее равенство

$$c_{5n} = \frac{N_n}{N_1} a_{5n} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

выражаетъ весьма простое правило для вычисленія указаній нашей *вспомогательной таблицы*. Оно показываетъ, что для полученія величинъ c_5, c_{10}, c_{15}, c_{20}..... стоитъ только соотвѣтственныя

цифры a_5, a_{10}, a_{15}, a_{20}.... таблицы смертности (стр. 60) умножить по порядку на отношенія

$$\frac{N_1}{N_1}=1,\ \frac{N_2}{N_1},\ \frac{N_3}{N_1},\ \frac{N_4}{N_1}\ldots\ldots$$

Можно было предвидѣть этотъ результатъ: онъ выражаетъ прямое слѣдствіе начала, въ силу котораго итоги умершихъ и доживающихъ до послѣдовательныхъ возрастовъ принимаются *пропорціональными* соотвѣтственнымъ числамъ рожденій. Дѣйствительно, если сообразимъ, что для составляемой нами теперь таблицы, число

$$\frac{10\,000\,N_n}{N_1}$$

изображаетъ норму рожденій, относящуюся къ возрасту $5n$ лѣтъ, то, вслѣдствіе упоминаемой *пропорціональности*, должны имѣть

$$10\,000 : a_{5n} = \frac{10\,000\,N_n}{N_1} : c_{5n};$$

изъ этой же пропорціи выводимъ уравненіе

$$c_{5n}=\frac{N_n}{N_1}a_{5n},$$

тожественное съ формулою **(7)**.

Такъ какъ итоги N_{14}, N_{15}, N_{16}.... до N_{20} не опредѣлены у насъ непосредственно за недостаткомъ статистическихъ данныхъ (§ 13), то, вмѣсто формулы **(7)**, мы употребимъ другой пріемъ. Для этого, изъ формулы **(5)** выведемъ величину N_n, именно

$$N_n = N_1\frac{z_n}{x_n},$$

и внесемъ ее въ уравн. **(7)**; такимъ образомъ получимъ

$$c_{5n}=\frac{z_n}{x_n}a_{5n}\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

На основаніи этой формулы **(8)**, и вмѣстѣ съ тѣмъ чиселъ, заключающихся въ таблицахъ § 20 (стр. 66) и § 31 (стр. 110), составится слѣдующая *вспомогательная таблица*, указанія которой отнесены къ первоначальной нормѣ 10 000 рожденій. Въ виду дальнѣйшихъ приложеній, приводятся также и указанія, отнесенныя къ цифрѣ 1 000 рожденій.

Лѣта.	Въ живомъ поколѣніи.	Лѣта.	Въ живомъ поколѣніи.
0	10 000	0	1 000
5	5 933	5	593
10	5 050	10	505
15	4 674	15	467
20	4 315	20	432
25	3 835	25	383
30	3 281	30	328
35	2 977	35	298
40	2 509	40	251
45	2 097	45	210
50	1 596	50	160
55	1 448	55	145
60	1 220	60	122
65	818	65	82
70	492	70	49
75	227	75	23
80	109	80	11
85	34	85	3
90	14	90	2
95	5	95	1
свыше 95	0	свыше 95	0

§ 33. Теперь, подобно тому какъ поступлено было, въ § 21, при составленіи таблицы смертности *по годамъ*, включимъ между каждыми двумя крайними указаніями возрастнаго пятилѣтія *четыре* годовыя показанія. Будемъ брать, на сколько возможно, эти включаемыя цифры пропорціональными соотвѣтственнымъ цифрамъ нашей таблицы смертности для муж. пола (стр. 71), вычисленной при нормѣ 1 000 рожденій; по причинѣ незначительности пятилѣтнихъ промежутковъ, степень приближенія полученныхъ такимъ образомъ результатовъ будетъ вполнѣ достаточна. На такомъ основаніи составится окончательно слѣдующая вспомогательная таблица.

ВСПОМОГАТЕЛЬНАЯ ТАБЛИЦА

для распредѣленія народонаселенія мужескаго пола по возрастамъ.

Лѣта.	Въ живомъ поколѣніи.	Лѣта.	Въ живомъ поколѣніи.	Лѣта.	Въ живомъ поколѣніи.
0	**1000**	33	311	66	75
1	735	34	305	67	68
2	677	**35**	**298**	68	61
3	638	36	289	69	55
4	610	37	280	**70**	**49**
5	**593**	38	271	71	43
6	569	39	261	72	38
7	548	**40**	**251**	73	33
8	531	41	243	74	28
9	517	42	235	**75**	**23**
10	**505**	43	227	76	20
11	494	44	219	77	17
12	485	**45**	**210**	78	15
13	479	46	202	79	13
14	473	47	193	**80**	**11**
15	**467**	48	182	81	9
16	461	49	171	82	7
17	455	**50**	**160**	83	5
18	448	51	157	84	4
19	441	52	154	**85**	**3**
20	**432**	53	151	86	3
21	421	54	148	87	3
22	410	**55**	**145**	88	2
23	401	56	141	89	2
24	392	57	137	**90**	**2**
25	**383**	58	132	91	2
26	372	59	127	92	2
27	361	**60**	**122**	93	1
28	350	61	115	94	1
29	339	62	107	**95**	**1**
30	**328**	63	99	отъ 95	1
31	323	64	90	и свыше	
32	317	**65**	**82**		

§ 34. И такъ, вотъ таблица, въ которой числа доживающихъ до послѣдовательныхъ возрастовъ въ дѣйствительномъ населеніи соразмѣрены съ итогами рожденій въ эпохи, предшествовавшія 1862 году. Удовлетворяя такому требованію, найденныя указанія могутъ послужить для составленія *таблицы народонаселенія, распредѣленнаго по годовымъ возрастамъ*, на основаніи объясненнаго въ началѣ § 28 пріема, который, при пособіи обыкновенной таблицы смертности, примѣнимъ только къ случаю *неподвижнаго народонаселенія*. Вмѣсто упоминаемаго пріема, для бо̀льшей точности, мы употребимъ способъ, предложенный нами въ § 29. Припоминая сказанное при его изложеніи, и изобразивъ чрезъ ω_1, ω_2, ω_3..... послѣдовательныя указанія вычисляемой *таблицы народонаселенія*, надобно будетъ искать, въ *вспомогательной таблицѣ, три смежныя равноразностствующія указанія;* ближайшихъ къ ея началу находимъ *шесть*, соотвѣтствующихъ возрастамъ:

	Указанія:	Разности:
12 лѣтъ	485	
		6
13 »	479	
		6
14 »	473	
		6
15 »	467	
		6
16 »	461	
		6
17 »	455	

На основаніи подробно объясненныхъ въ § 29 пріемовъ, получимъ

$$\omega_{13} = \frac{485 + 479}{2} = 482.$$

Далѣе, вычисляя по формулѣ **(1)** того же § 29 величины Ω_1, Ω_2, Ω_3.... до Ω_{12}, найдемъ въ цѣлыхъ числахъ:

$$\Omega_1 = \tfrac{1}{3}(1\,000 + 4.735 + 677) = 1\,539,$$
$$\Omega_2 = \tfrac{1}{3}(735 + 4.677 + 638) = 1\,360,$$
$$\Omega_3 = \tfrac{1}{3}(677 + 4.638 + 610) = 1\,280,$$
$$\Omega_4 = 1\,224, \quad \Omega_5 = 1\,184, \quad \Omega_6 = 1\,139,$$
$$\Omega_7 = 1\,097, \quad \Omega_8 = 1\,063, \quad \Omega_9 = 1\,035,$$
$$\Omega_{10} = 1\,010, \quad \Omega_{11} = 989, \quad \Omega_{12} = 971.$$

Внося эти величины въ формулы (2), получимъ:

$$\omega_1 + \omega_2 = 1\,539, \quad \omega_2 + \omega_3 = 1\,360, \quad \omega_3 + \omega_4 = 1\,280,$$
$$\omega_4 + \omega_5 = 1\,224, \quad \omega_5 + \omega_6 = 1\,184, \quad \omega_6 + \omega_7 = 1\,139,$$
$$\omega_7 + \omega_8 = 1\,097, \quad \omega_8 + \omega_9 = 1\,063, \quad \omega_9 + \omega_{10} = 1\,035,$$
$$\omega_{10} + \omega_{11} = 1\,010, \quad \omega_{11} + \omega_{12} = 989, \quad \omega_{12} + \omega_{13} = 971.$$

Такъ какъ $\omega_{13} = 482$, то изъ послѣдняго равенства выведемъ $\omega_{12} = 971 - 482 = 489$, изъ предпослѣдняго $\omega_{11} = 989 - 489 = 500$ и такъ далѣе, до величины ω_1. На такомъ основаніи будетъ

$$\omega_1 = 839, \quad \omega_2 = 700, \quad \omega_3 = 660, \quad \omega_4 = 620,$$
$$\omega_5 = 604, \quad \omega_6 = 580, \quad \omega_7 = 559, \quad \omega_8 = 538,$$
$$\omega_9 = 525, \quad \omega_{10} = 510, \quad \omega_{11} = 500, \quad \omega_{12} = 489,$$
$$\omega_{13} = 482.$$

Если бы эти указанія ω_1, ω_2, ω_3 . . . . стали опредѣлять по общеупотребляемому способу *среднихъ ариѳметическихъ* (§ 28), основываясь на нашей же *вспомогательной таблицѣ*, то нашли бы

$$\omega_1 = \frac{1\,000 + 735}{2} = 867{,}5 \text{ вмѣсто } 839$$
$$\omega_2 = \frac{735 + 677}{2} = 706 \quad » \quad 700$$
$$\omega_3 = \frac{677 + 638}{2} = 657{,}5 \quad » \quad 660$$
$$\omega_4 = \frac{638 + 610}{2} = 624 \quad » \quad 620$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$
$$\omega_{11} = \frac{505 + 494}{2} = 499{,}5 \text{ вмѣсто } 500$$
$$\omega_{12} = \frac{494 + 485}{2} = 489{,}5 \quad » \quad 489$$
$$\omega_{13} = \frac{485 + 479}{2} = 482.$$

Въ двухъ значеніяхъ перваго указанія ω_1 оказывается довольно ощутительная разность; несогласіе уменьшается въ послѣдующихъ цифрахъ ω_2, ω_3, ω_4. . . . ., и почти исчезаетъ для величинъ ω_{11} и ω_{12}.

Дальнѣйшія величины ω_{14}, ω_{15}, ω_{16} . . . ., по незначительности нормы 1 000 рожденій, могутъ быть вычисляемы съ достаточнымъ приближеніемъ и по обыкновенному способу *среднихъ ариѳметическихъ* (§ 28), тѣмъ болѣе, что въ позднѣйшихъ возрастахъ смертность распредѣляется довольно равномѣрно. Начавъ такимъ образомъ вычисленіе съ 14-ти лѣтняго возраста, получимъ въ цѣлыхъ числахъ:

$$\omega_{14} = \frac{479 + 473}{2} = 476, \qquad \omega_{15} = \frac{473 + 467}{2} = 470,$$

$$\omega_{16} = \frac{467 + 461}{2} = 464 \text{ и такъ далѣе.}$$

Сводъ найденныхъ величинъ ω_1, ω_2, ω_3 . . . ., написанныхъ по порядку противъ возрастныхъ указаній 0—1 г., 1—2 г., 2—3 г.... составитъ слѣдующую *таблицу народонаселенія:*

ТАБЛИЦА

народонаселенія мужескаго пола православнаго исповѣданія для Россіи.

Возрастъ.	Народонаселеніе.	Возрастъ.	Народонаселеніе.	Возрастъ.	Народонаселеніе.
0— 1	**839**	33—34	308	66—67	72
1— 2	700	**34—35**	**302**	67—68	64
2— 3	660	35—36	293	68—69	58
3— 4	620	36—37	285	**69—70**	**52**
4— 5	**604**	37—38	275	70—71	46
5— 6	580	38—39	266	71—72	41
6— 7	559	**39—40**	**256**	72—73	35
7— 8	538	40—41	247	73—74	31
8— 9	525	41—42	239	**74—75**	**25**
9—10	**510**	42—43	231	75—76	22
10—11	500	43—44	223	76—77	18
11—12	489	**44—45**	**215**	77—78	16
12—13	482	45—46	206	78—79	14
13—14	476	46—47	197	**79—80**	**12**
14—15	**470**	47—48	188	80—81	10
15—16	464	48—49	176	81—82	8
16—17	458	**49—50**	**166**	82—83	6
17—18	452	50—51	158	83—84	5
18—19	444	51—52	156	**84—85**	**3**
19—20	**437**	52—53	152	85—86	3
20—21	426	53—54	150	86—87	3
21—22	416	**54—55**	**146**	87—88	3
22—23	405	55—56	143	88—89	2
23—24	397	56—57	139	**89—90**	**2**
24—25	**387**	57—58	135	90—91	2
25—26	378	58—59	129	91—92	2
26—27	366	**59—60**	**125**	92—93	1
27—28	356	60—61	118	93—94	1
28—29	344	61—62	111	**94—95**	**1**
29—30	**334**	62—63	103	отъ 95 и свыше	1
30—31	325	63—64	95		
31—32	320	**64—65**	**86**		
32—33	314	65—66	78		

Въ § 28 было объяснено, почему вычисленіе *таблицъ народонаселенія* для Россіи нельзя основать ни на указаніяхъ таблицъ смертности, которыя привели бы къ совершенно ошибочнымъ результатамъ, ни на цифрахъ народныхъ переписей, не удовлетворяющихъ у насъ необходимымъ для сказанной цѣли условіямъ. По этимъ причинамъ мнѣ и пришлось прибѣгнуть къ новому пріему, подробно изложенному въ предыдущихъ параграфахъ. Въ Отдѣлѣ III (§ 40) увидимъ, что моя таблица, представляющая первый опытъ въ этомъ родѣ, можетъ быть признана довольно удовлетворительною по степени согласія доставляемыхъ ею выводовъ съ результатами непосредственнаго исчисленія процентныхъ отношеній, существующихъ между возрастными составами *производительнаго*, *полупроизводительнаго* и *непроизводительнаго* возрастовъ мужескаго населенія Россіи. При этомъ не должно терять изъ виду и того, что между таблицами народонаселенія не только для разныхъ государствъ, но даже для одной и той же страны, вычисленными въ разныя эпохи, встрѣчаются весьма значительныя разногласія. Такія разности въ указаніяхъ не рѣдко происходятъ отъ затрудненій, въ которыя бываютъ поставлены статистики самымъ свойствомъ данныхъ, невсегда однородныхъ, и, въ бо̀льшей части случаевъ, не вполнѣ достаточныхъ для рѣшенія вопроса съ желаемою степенью приближенія; отсюда, естественнымъ образомъ, возникаетъ необходимость прибѣгать къ предположеніямъ болѣе или менѣе произвольнымъ. Другая причина уклоненія однѣхъ таблицъ отъ другихъ состоитъ въ томъ, что распредѣленіе жителей страны по возрастамъ находится въ тѣсной зависимости отъ измѣненій, происшедшихъ въ движеніи народонаселенія за многіе годы до разсматриваемой эпохи. Такимъ образомъ таблица, вычисленная для опредѣленнаго времени, въ послѣдствіи оказывается погрѣшительною, почему и требуетъ по временамъ нѣкоторыхъ исправленій. Вникнувъ въ сущность способа, изложеннаго нами въ §§ 31, 32, 33 и 34, увидимъ, что опредѣленіе этихъ поправокъ, при надлежащихъ новыхъ статистическихъ данныхъ, не будетъ представлять особенныхъ затрудненій.

Таблицу народонаселенія для женскаго пола можно вычислить, употребляя тѣ же самые пріемы, какими мы руководствовались при составленіи таблицы для мужскаго населенія. *Общая таблица народонаселенія* (для обоихъ половъ) получилась бы очень просто изъ двухъ отдѣльныхъ таблицъ народонаселенія, мужской и женской, какъ было показано въ Отдѣлѣ I (§ 27). Не останавливаясь на этихъ простыхъ ариѳметическихъ выкладкахъ, заключимъ этотъ Отдѣлъ преобразованіемъ послѣдней нашей таблицы.

§ 35. Для численныхъ приложеній *таблицы народонаселенія* (стр. 120) удобнѣе будетъ измѣнить всѣ ея указанія въ такомъ содержаніи, чтобы полное народонаселеніе $\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 + \ldots\ldots$, ею выражаемое, равнялось какой либо опредѣленной степени числа 10, на-примѣръ $10^4 = 10\,000$. Мы съ намѣреніемъ не беремъ бо̀льшаго числа, ибо, и при этой нормѣ, нельзя положиться на вѣрность простыхъ единицъ. На такое сомнѣніе естественнымъ образомъ наводитъ насъ свойство употребленныхъ нами данныхъ, которыхъ вѣрность, конечно, не простирается до послѣднихъ цифръ.

Пусть будетъ k отношеніе, въ которомъ должно измѣнить каждое изъ указаній ω_1, ω_2, $\omega_3 \ldots$, чтобы народонаселеніе, по измѣненной таблицѣ, равнялось 10 000; въ силу этого условія найдется:

$$k(\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 + \ldots) = 10\,000,$$

откуда

$$k = \frac{10\,000}{\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 + \ldots}.$$

Сложивъ всѣ числа нашей *таблицы народонаселенія* (стр. 120), получимъ

$$\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 + \ldots = 22\,231,$$

и слѣдовательно

$$k = \frac{10\,000}{22\,231}.$$

Означимъ чрезъ $\rho_1, \rho_2, \rho_3 \ldots\ldots$ послѣдовательныя указанія *преобразованной таблицы;* найдемъ въ цѣлыхъ числахъ:

$$\rho_1 = k\omega_1 = \frac{10\,000 \times 839}{22\,231} = 377$$

$$\rho_2 = k\omega_2 = \frac{10\,000 \times 700}{22\,231} = 315$$

$$\rho_3 = k\omega_3 = \frac{10\,000 \times 660}{22\,231} = 297$$

и такъ далѣе.

Сводъ всѣхъ указаній, такимъ образомъ полученныхъ, представленъ въ слѣдующей таблицѣ:

ТАБЛИЦА,

изображающая распредѣленіе по возрастамъ 10 000 народонаселенія мужескаго пола православнаго исповѣданія въ Россіи.

Возрастъ.	Народонаселеніе.	Возрастъ.	Народонаселеніе.	Возрастъ.	Народонаселеніе.
0— 1	**377**	**29—30**	**150**	58—59	58
1— 2	315	30—31	146	**59—60**	**56**
2— 3	297	31—32	144	60—61	53
3— 4	279	32—33	141	61—62	50
4— 5	**272**	33—34	139	62—63	46
5— 6	261	**34—35**	**136**	63—64	43
6— 7	251	35—36	132	**64—65**	**39**
7— 8	242	36—37	128	65—66	35
8— 9	236	37—38	124	66—67	32
9—10	**229**	38—39	120	67—68	29
10—11	225	**39—40**	**115**	68—69	26
11—12	220	40—41	111	**69—70**	**23**
12—13	217	41—42	108	70—71	21
13—14	214	42—43	104	71—72	18
14—15	**211**	43—44	100	72—73	16
15—16	209	**44—45**	**97**	73—74	14
16—17	206	45—46	93	**74—75**	**11**
17—18	203	46—47	89	75—76	10
18—19	200	47—48	85	76—77	8
19—20	**197**	48—49	79	77—78	7
20—21	192	**49—50**	**75**	78—79	6
21—22	187	50—51	71	**79—80**	**5**
22—23	182	51—52	70	отъ 80 до 85	14
23—24	179	52—53	68		
24—25	**174**	53—54	67	отъ 85 до 90	6
25—26	170	**54—55**	**66**		
26—27	165	55—56	64	свыше 90	3
27—28	160	56—57	63		
28—29	155	57—58	61		

По неимѣнію для Россіи *таблицъ народонаселенія, распредѣленнаго по возрастамъ*, сравненіе цифръ приведенной сейчасъ таблицы съ выводами нашихъ статистиковъ оказывается невозможнымъ. И такъ, я ограничусь сличеніемъ полученныхъ мною результатовъ съ подобными указаніями иностранныхъ таблицъ. Съ этою цѣлію, сопоставляю мои опредѣленія опредѣленіямъ Дювиллара*) (для Франціи) и Кетле**) (для Бельгіи, по народной переписи 1846 года). Всѣ цифры, для бо̀льшей наглядности, приведены къ общей нормѣ 1 000 жителей. Таблицы Дювиллара и Кетле относятся къ обоему полу, а моя — къ мужскому населенію.

---

*) *Annuaire pour l'an 1865*, publié par le bureau des longitudes; стр. 257.

**) *Bulletin de la Commission centrale de Statistique*; Bruxelles, 1851, T. IV, стр. 91 и 92.

ТАБЛИЦА

для распредѣленія по возрастамъ 1 000 душъ въ Россіи, во Франціи и въ Бельгіи.

Возрастъ.	Россія.	Франція. Дювилларъ.	Бельгія. Кетле.
0 — 1	38	25	22
1 — 2	31	23	25
2 — 3	30	22	24
3 — 4	28	21	23
4 — 5	27	20	23
5 — 6	26	20	22
6 — 7	25	20	22
7 — 8	24	20	22
8 — 9	24	19	21
9 — 10	22	19	21
10 — 15	109	94	97
15 — 20	101	90	90
20 — 25	91	85	90
25 — 30	80	80	75
30 — 35	71	72	70
35 — 40	62	66	65
40 — 45	52	60	60
45 — 50	42	54	57
50 — 55	34	48	44
55 — 60	30	42	34
60 — 65	23	35	30
65 — 70	14	27	25
70 — 75	8	19	16
75 — 80	4	11	10
80 — 85	2	5	6
85 — 90	1	2	1,5
90 и свыше	1	1	0,5
Итого	1 000	1 000	1 000 *)

*) Итогъ 1 000, выставленный въ таблицѣ Кетле, не вѣренъ; вмѣсто 1 000 выходитъ только 996. Впрочемъ, эта маловажная опечатка, падающая на которыя нибудь изъ возрастныхъ указаній, не имѣетъ вліянія на выводимыя нами общія заключенія.

Изъ сличенія соотвѣтственныхъ между собою указаній этихъ трехъ таблицъ усматриваемъ, что въ народонаселеніи Россіи, въ 1862 году, существовалъ довольно значительный перевѣсъ молодаго поколѣнія надъ старшими возрастами сравнительно съ Франціею и Бельгіею, судя по таблицамъ для этихъ государствъ. Этотъ статистическій фактъ прямо объясняется ощутительнымъ въ предшествовавшіе годы возрастаніемъ у насъ числа рожденій. Не смотря однакожъ на замѣченный перевѣсъ, мы увидимъ въ Отдѣлѣ III (§ 40), что отношеніе итоговъ производительныхъ возрастовъ нашего населенія къ итогамъ непроизводительныхъ мало отличается отъ подобнаго отношенія для Бельгіи.

Изъ приведенной таблицы оказывается также, какъ и можно было предвидѣть, что число стариковъ въ Россіи, сравнительно съ молодымъ поколѣніемъ, значительно менѣе соотвѣтственнаго числа для Франціи и Бельгіи; причина тому весьма естественная: она заключается въ большомъ перевѣсѣ числа ежегодныхъ рожденій въ наше время надъ числомъ, относящимся къ концу прошедшаго столѣтія и къ началу нынѣшняго. Такъ, на-примѣръ, число стариковъ 65-ти лѣтъ въ 1862 году обусловливалось итогомъ рожденій въ 1797 году, а дѣтей 10-ти лѣтняго возраста— итогомъ рожденій въ 1852 году. Но изъ Таблицы I (См. Приложенія) усматриваемъ, что итоги рожденій муж. пола въ сказанные годы были:

въ 1797 г. 531 015
» 1852 » . . . . . 1 276 055.

Второе число слишкомъ вдвое больше перваго; слѣдовательно, сравнительный передъ Россіею перевѣсъ населенія въ престарѣлыхъ возрастахъ, замѣчаемый въ другихъ государствахъ, нисколько не можетъ служить подтвержденіемъ мнѣнія нѣкоторыхъ статистиковъ, будто-бы Россія находится въ невыгодныхъ условіяхъ относительно *долголѣтія*. Вопросъ о *мѣрѣ долголѣтія* долженъ быть рѣшенъ не *таблицею народонаселенія*, а *таблицею смертности*, вычисляемою при условіи, что всѣ итоги рожденій приведены къ одной и той же нормѣ.

Въ упомянутомъ на стр. 64 сочиненіи Демонферрана, помѣщены вычисленныя имъ таблицы смертности и народонаселенія для Франціи (стр. 294 — 296). Если приведемъ его результаты къ употребленной сейчасъ нормѣ 1 000 жителей, то получимъ для возраста отъ 0 до 1 года цифру нѣсколько превышающую соотвѣтственную цифру какъ для Бельгіи, по Кетле, такъ и для Франціи, по Дювиллару, и слѣдовательно менѣе разнствующую отъ нашего указанія. Вотъ элементы для вычисленія сказанной цифры, относящіеся къ мужескому полу:

Возрасты:	*Населеніе:*
Отъ 0 дня до 1 мѣс.	39 658
» 1 мѣс. » 2 »	37 859
» 2 » » 3 »	37 734
» 3 » » 6 »	108 559
» 6 » » 1 года.	209 191
Отъ дня рожд. до 1-го года	433 001.

Такъ какъ полное мужеское населеніе показано у Демонферрана въ 16 391 982 души, то четвертый членъ x пропорціи

$$16\,391\,982 : 1\,000 = 433\,001 : x = 26{,}41\ldots$$

изобразитъ искомую цифру, которая, какъ видимъ, превышаетъ соотвѣтственныя указанія по Кетле и по Дювиллару.

Мы не будемъ останавливаться здѣсь на многочисленныхъ и важныхъ приложеніяхъ нашей *таблицы народонаселенія*; нѣкоторые вытекающіе изъ нея результаты приведены въ §§ 39, 40 и 41.

Заключимъ этотъ Отдѣлъ графическимъ распредѣленіемъ по возрастамъ мужескаго населенія въ Россіи согласно съ указаніями нашей таблицы; это распредѣленіе изображено линіею, которую можно назвать *кривою народонаселенія* (Листъ III).

ОТДѢЛЪ III.

СРАВНЕНІЕ НѢКОТОРЫХЪ РЕЗУЛЬТАТОВЪ, ПОЛУЧАЕМЫХЪ ИЗЪ РУССКИХЪ И ИНОСТРАННЫХЪ ТАБЛИЦЪ СМЕРТНОСТИ И НАРОДОНАСЕЛЕНІЯ.

§ 36. Приложенія выведенныхъ, въ двухъ предыдущихъ Отдѣлахъ, таблицъ смертности и народонаселенія къ вопросамъ, касающимся государственной и общественной нашей жизни, весьма разнообразны и важны по своему значенію. Изслѣдованіе этихъ вопросовъ не входитъ въ программу нашего настоящаго труда. Въ виду той цѣли, съ которою предпринято это сочиненіе (§ 10), достаточно рѣшить нѣсколько задачъ при пособіи новыхъ таблицъ, и, главное, сопоставить наши результаты, относящіеся къ Россіи, однороднымъ съ ними выводамъ, полученнымъ для другихъ государствъ. Такое сближеніе послужитъ несомнѣннымъ подтвержденіемъ сказаннаго нами въ § 10, и повтореннаго въ другихъ мѣстахъ текста, объ ошибочности понятій о смертности въ Россіи, допускаемыхъ многими даже изъ нынѣшнихъ статистиковъ.

Въ § 22 я указалъ на рѣзкое разногласіе, существующее между опредѣленіями *вѣроятной жизни* новорожденнаго по моей таблицѣ и по таблицамъ Германа и Зернова или Бруна. Приведу здѣсь нѣкоторыя подробности по поводу этого элемента.

Подъ *вѣроятною жизнію*, какъ извѣстно, разумѣютъ число лѣтъ, по прошествіи которыхъ вѣроятность остаться въ живыхъ или умереть одна и та же, и слѣдовательно равна $^1/_2$. Для опредѣленія этого элемента очевидно стоитъ только найти, какому возрасту, по употребляемой таблицѣ смертности, соотвѣтствуетъ

половинное число живыхъ даннаго возраста. Такъ, напримѣръ, еслибъ требовалось опредѣлить продолжительность вѣроятной жизни для 5-ти лѣтняго ребенка по таблицѣ смертности для муж. пола православнаго исповѣданія (стр. 71), то раздѣливъ соотвѣтственное 5-ти-лѣтнему возрасту указаніе 593 на 2, нашли бы число 296,5, которое падаетъ между указаніями 304 и 295, соотвѣтствующими 54-му и 55-му годамъ, но значительно ближе ко второму изъ нихъ. Вычтя данный возрастъ 5 лѣтъ изъ найденной цифры 55, получимъ 50 лѣтъ для *вѣроятной жизни* 5-ти-лѣтняго мальчика въ Россіи. Тѣ же самое должно разумѣть о величинахъ этого элемента и для всѣхъ другихъ возрастовъ.

Приводимъ, для сравненія, нѣкоторые результаты этого рода, выводимые для Россіи изъ нашей таблицы и изъ таблицы Бруна (См. Приложенія, Таблица V), а также соотвѣтственныя значенія для другихъ государствъ и городовъ. Цифры, относящіяся къ таблицамъ смертности, отмѣченнымъ звѣздочками, заимствованы изъ *Dictionnaire de l'Économie politique* par MM. Ch. Coquelin et Guillaumin, 1852—1853 (T. 2, стр. 706); въ этихъ указаніяхъ удержаны десятичныя доли. Всѣ остальные результаты выведены изъ таблицъ смертности, помѣщенныхъ въ Приложеніяхъ; десятичныя дроби въ нашихъ выводахъ не показаны по той причинѣ, что на точность этихъ долей нельзя положиться.

ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ВѢРОЯТНОЙ ЖИЗНИ

въ различныхъ возрастахъ по разнымъ таблицамъ смертности.

Государства и города.	Для новорожденныхъ.	5 лѣтъ.	10 лѣтъ.	20 лѣтъ.	40 лѣтъ.	60 лѣтъ.	75 лѣтъ.
Россія, муж. пола (по моей таблицѣ на стр. 71).	24	50	47	39	24	11–12	5–6
Россія, жен. пола (по моей измѣненной таблицѣ на стр. 88). . . .	28–29	50–51	48	40	25–26	12–13	5–6
Россія, муж. пола (по Зернову и Бруну) . .	3–4	40	39–40	33–34	21–22	10–11	6–7
Германія (Зюсмильхъ и Бауманъ)	18	46–47	43–44	36	22–23	10–11	5–6
Швеція, муж. пола (Варгентинъ).	30–31	49–50	47	39	24	11–12	5–6
Швеція, жен. пола (Варгентинъ).	35–36	53–54	50–51	42–43	26–27	12–13	5–6
Франція: Дювилларъ.	20–21	45–46	42–43	35–36	23	11–12	4–5
Франція: Депарсье*.	—	54,1	51,8	44,2	29,0	14,0	5,8
Франція: Демопферранъ (м. п.)	42	56	52–53	44	28	13	5–6
Англія: Фарръ.	45–46	56	52–53	44	28–29	13–14	5–6
Англія: Equitable Society*.	41,8	56,4	53,0	44,5	29,4	16,5	7,7
Бельгія, м. пол. (Кетле, 1856 г.)	38	51	47–48	42	25–26	11–12	5–6
Бельгія, ж. пол. (Кетле, 1856 г.)	40	50	48	41–42	28	13	5–6
Лондонъ (Смартъ*). .	4,0	35,4	33,2	26,9	17,6	10,8	—
Парижъ (Дюпре де Сенъ-Моръ*).	8,1	41,4	40,1	33,5	21,8	10,2	4,5
Берлинъ (Касперъ*) .	21,1	43,0	39,7	30,9	20,0	10,3	4,6

Сравнивая результаты для Россіи по моей таблицѣ и по вычисленіямъ Зернова и Бруна, усматриваемъ, что по выводамъ послѣднихъ жизненность у насъ представляется въ весьма неблагопріятныхъ условіяхъ. Наши указанія, не смотря на то, что смертность въ нихъ усилена, гораздо ближе подходятъ къ цифрамъ, найденнымъ для другихъ государствъ, и къ тому жъ, сравнительно съ нѣкоторыми таблицами по избытку, а по другимъ по недостатку. Такъ, между прочимъ замѣчаемъ, что за исключеніемъ новорожденнаго, дѣйствительно поставленнаго у насъ въ условія болѣе неблагопріятныя, чѣмъ во многихъ другихъ странахъ, вѣроятная жизнь въ Россіи, для всѣхъ прочихъ возрастовъ, почти тождественна съ вѣроятною жизнію въ Швеціи. Видимъ также, что наши значенія этого элемента превышаютъ соотвѣтственныя величины, вычисленныя по таблицамъ Дювиллара и Зюсмильха, а равно цифры, относящіяся къ столицамъ, жители которыхъ, въ общей сложности, подвержены бо̀льшей смертности, чѣмъ сельское населеніе. Таблицы Фарра, Депарсьё, Демонферрана, *Equitable Society* и Кетле представляютъ наивыгоднѣшіе результаты; впрочемъ, преимущество выражаемыхъ ими условій жизненности предъ нашими, отчасти ослабляется тѣмъ, что, въ нашей таблицѣ муж. пола, цифры смертности были нѣсколько усилены. Съ другой стороны, если бъ благоразумными мѣрами была уменьшена смертность дѣтей въ самомъ раннемъ ихъ возрастѣ, то и таблицы наши настолько согласовались бы съ иностранными, насколько это возможно при разнородности и невсегда равномъ достоинствѣ употребляемыхъ для ихъ составленія статистическихъ данныхъ.

Можно также усмотрѣть изъ приведенной таблицы, что условія жизненности, выражаемыя мѣрою вѣроятной жизни, для женскаго пола вообще болѣе благопріятны, чѣмъ для мужскаго.

§ 37. Оставляя въ сторонѣ вопросъ о томъ, въ какой степени цифры продолжительности *средней жизни* въ различныхъ возрастахъ могутъ служить мѣриломъ болѣе или менѣе выгодныхъ условій страны относительно производительной части ея населенія,

приведемъ нѣкоторыя численныя значенія этого элемента, которому такъ справедливо статистики придаютъ важное значеніе.

Среднею жизнію новорожденнаго, соотвѣтствующею данной таблицѣ смертности, называется, какъ извѣстно, отношеніе суммы годовъ жизни всѣхъ умершихъ, внесенныхъ въ таблицу, къ полному ихъ числу. Для всякаго другаго возраста, вообще n-лѣтняго, *средняя жизнь* найдется, если раздѣлимъ сумму годовъ, которые остается прожить сверстникамъ n-лѣтняго возраста въ совокупности, на полное число этихъ самыхъ сверстниковъ. При такомъ опредѣленіи, означивъ, какъ въ § 29 (Отдѣлъ II), чрезъ

$$a_0,\ a_1,\ a_2 \ldots\ldots a_n,\ a_{n+1},\ a_{n+2} \ldots\ldots$$

послѣдовательныя указанія употребляемой таблицы смертности, и изобразивъ чрезъ V_n *среднюю жизнь* для n-лѣтняго возраста, получимъ формулы*):

$$V_0 = \tfrac{1}{2} + \frac{a_1 + a_2 + a_3 + \ldots}{a_0}$$

$$V_n = \tfrac{1}{2} + \frac{a_{n+1} + a_{n+2} + a_{n+3} + \ldots}{a_n}.$$

Приложимъ эти формулы къ Россіи, основывая вычисленія на нашихъ таблицахъ смертности, отдѣльно для мужескаго и для женскаго пола. Найдемъ цифры *средней жизни* для *новорожденныхъ*, для *пятилѣтняго* возраста, въ которомъ этотъ элементъ вообще близокъ къ наибольшему своему значенію, и для возраста *десятилѣтняго*. Вмѣстѣ съ тѣмъ, для сравненія, приводимъ подобные результаты, относящіеся къ другимъ государствамъ и нѣкоторымъ столицамъ, какъ показано въ слѣдующей таблицѣ:

---

*) Смот. на русскомъ языкѣ: *Основанія математической теоріи вѣроятностей*, соч. В. Буняковскаго, 1846 г. стр. 180.

СРЕДНЯЯ ЖИЗНЬ

по разнымъ таблицамъ смертности.

Государства и города.	Новорожденнаго.		5-ти лѣтъ.		10 лѣтъ.	
	Муж. пола.	Женс. пола.	Муж. пола.	Женс. пола.	Муж. пола.	Женс. пола.
Россія (по моимъ таблицамъ) *)	30,87	32,45	46,23	47,06	44,17	44,94
Россія (по таблицѣ Бруна)	20,67		38,49		38,31	
Россія (по Зернову) **)	18,93					
Россія (по вычисленію М. Спасскаго ***), 1845 г.)	21		42,0			
С. Петербургъ (его же, 1845 г.)	21,6	21,5	32,5	41,0		
Москва (его же, 1845 г.)	23,7	27,6	41,0	45,0		
Швеція (по Варгентину)	33,20	35,70	45,62	48,00	43,94	46,25
Франція (по Демонферрану)	38,33	40,83	48,08	49,75	47,66	48,00
Бельгія (по Кетле, 1856 г.)	37,42	38,95	46,46	47,06	43,80	44,76
Берлинъ †)	27,1	28,8	41,8	45,0	39,2	42,9
	Для обоего пола:					
Германія (по Зюсмильху и Бауману)	28,48		43,31		41,94	
Франція (по Дювиллару)	28,5		43,4		40,8	
Англія (Equitable Society)	39,86		52,19		49,81	

*) Для женскаго пола употреблена *измѣненная таблица смертности* стр. 88).

**) Смот. упомянутую на стр. 13 рѣчь Н. Зернова (стр. 43).

***) *Сборникъ статистическихъ свѣдѣній о Россіи*, издаваемый Статистическимъ Отдѣленіемъ Императорскаго Русскаго Географическаго Общества. Книжка II, 1854 г. стр. 318 и 312.

†) *Sammlung mathematischer Tafeln;* herausgegeben von Dr. J. A. Hülsse; Leipzig, 1849.

Сличеніе цифръ *средней жизни* для Россіи, по прежнимъ опредѣленіямъ и по моему вычисленію, приводитъ къ такимъ же точно общимъ заключеніямъ, какъ и сравненіе величинъ, полученныхъ въ предыдущемъ § для *вѣроятной жизни:* несомнѣнное преимущество остается на сторонѣ новыхъ опредѣленій. Кромѣ того, наши результаты, за исключеніемъ *средней жизни новорожденнаго*, и то не по всѣмъ таблицамъ, не представляютъ значительныхъ уклоненій, по недостатку, отъ выводовъ, относящихся къ другимъ государствамъ; даже нѣкоторыя наши цифры превосходятъ однородныя съ ними указанія по иностраннымъ таблицамъ.

§ 38. Въ § 19 (Отдѣлъ I) мы сказали, что если отнесемъ начало нашей таблицы смертности (для муж. пола) не къ нормѣ извѣстнаго числа *новорожденныхъ*, а къ нормѣ того же числа *сверстниковъ 5-ти лѣтъ*, то полученныя цифры для Россіи не уступятъ, со стороны благопріятныхъ условій жизненности, соотвѣтственнымъ указаніямъ для другихъ государствъ. Для оправданія нашего утвержденія, составимъ *три* такія таблицы смертности для муж. пола, а именно: по нашей таблицѣ (стр. 71), по таблицѣ Варгентина и по таблицѣ Кетле (1856 г.). За норму 5-ти лѣтнихъ сверстниковъ мы примемъ число 1 000, а указанія будемъ вычислять на каждое возрастное пятилѣтіе. Указанія эти опредѣляются очень просто; для примѣра возьмемъ нашу таблицу (стр. 71). Указаніе 593 числа дѣтей, доживающихъ до 5-ти лѣтняго возраста, по смыслу вопроса, слѣдуетъ привести къ нормѣ 1 000. При такомъ условіи очевидно, что числа

556, 538, 519 и проч.,

означающія итоги доживающихъ до послѣдовательныхъ возрастовъ

10 л., 15 л., 20 л. и проч.

придется увеличить въ содержаніи 1 000 къ 593. На такомъ основаніи получимъ въ цѣлыхъ числахъ:

5-ти лѣтнихъ дѣтей. 1 000

Дожившихъ до 10 лѣтъ. . . . . $\frac{556 \times 1\,000}{593} = 938$

» » 15 » . . . . . $\frac{538 \times 1\,000}{593} = 907$

» » 20 » . . . . . $\frac{519 \times 1\,000}{593} = 875$

и такъ далѣе.

Точно такимъ образомъ получены и указанія по таблицамъ Варгентина и Кетле. Кромѣ того, для сличенія, помѣщаемъ однородныя съ нашими цифры, приводимыя Г-мъ Спасскимъ въ статьѣ подъ заглавіемъ: *О вліяніи внѣшнихъ условій на долголѣтіе**). Для удобства сравненія, и эти цифры отнесены къ той же нормѣ 1 000 5-ти-лѣтнихъ сверстниковъ.

---

*) *Сборникъ статистическихъ свѣдѣній о Россіи*, издаваемый Статистическимъ Отдѣленіемъ Императорскаго Русскаго Географическаго Общества. Книжка II, 1854 г., стр. 322.

СРАВНИТЕЛЬНАЯ ТАБЛИЦА,

показывающая сколько, изъ 1 000 пятилѣтнихъ дѣтей мужескаго пола, доживаетъ до послѣдовательныхъ возрастовъ.

Возрастъ.	Остается въ живыхъ.			
	По таблицѣ Г. Спасскаго.	По моей таблицѣ.	По Варгентину.	По Кетле, 1856 г.
5 лѣтъ	1 000	1 000	1 000	1 000
10	872	938	929	950
15	808	907	895	925
20	748	875	862	889
25	687	838	822	839
30	628	796	781	786
35	573	752	734	729
40	508	698	688	672
45	445	636	629	616
50	377	565	567	560
55	316	497	493	508
60	248	420	417	443
65	185	332	331	347
70	123	239	238	249
75	76	147	145	154
80	42	76	74	83
85	22	27	25	36
90	9	8	6	10
95	3	1	1	2

Прежде всего замѣтимъ, что наши указанія, очень близкія къ указаніямъ Варгентина и Кетле, совершенно расходятся съ цифрами Г. Спасскаго, и въ особенности въ старшихъ возрастахъ, нѣкоторые изъ найденныхъ имъ результатовъ, почти вдвое меньше нашихъ, какъ на-примѣръ цифры, относящіяся къ возрастамъ 70, 75, 80 лѣтъ. Такимъ образомъ смертность въ Россіи, по вычисленію Г. Спасскаго, оказывается значительно преувеличенною противъ дѣйствительной, подобно тому какъ и у другихъ нашихъ статистиковъ.

Ошибочность указываемыхъ опредѣленій лежитъ въ невѣрномъ способѣ оцѣнки смертности. Составители нашихъ таблицъ, какъ мы уже имѣли случай замѣтить (§ 7), основываютъ свои вычисленія на *абсолютныхъ* итогахъ умершихъ въ пятилѣтніе возрастные періоды, не принимая въ расчетъ числа рожденій въ тѣ годы, къ которымъ относятся рожденія этихъ умершихъ, или, иначе, они, скрытно или явно, допускаютъ предположеніе о неподвижности народонаселенія въ теченіе продолжительнаго періода времени. То же самое случилось и при составленіи Г. Спасскимъ приведенной выше таблицы: авторъ вычислилъ сперва, какъ онъ самъ говоритъ, относительную смертность въ различныхъ возрастахъ чрезъ сравненіе числа умершихъ въ послѣдовательные пятилѣтніе возрастные періоды съ общею суммою умершихъ отъ 5 до 100 лѣтъ, причемъ, для всей Россіи, принялъ въ расчетъ *среднія величины* за 1843, 1844, 1845 и 1847 годы (стр. 319 вышеупомянутой статьи). Поступать такимъ образомъ, то есть относить частные итоги умершихъ въ возрастахъ 5 — 10 л., 10 — 15 л., 15 — 20 л..... къ общему итогу умершихъ отъ 5 до 100 лѣтъ, значитъ — нарушать правильную соразмѣрность въ распредѣленіи этихъ умершихъ по возрастамъ. И дѣйствительно, умирающіе нынѣ въ преклонныхъ лѣтахъ, по времени своего рожденія принадлежатъ къ такой эпохѣ, когда число годовыхъ рожденій въ Россіи было значительно меньше чѣмъ теперь; поэтому они и не должны входить, по показанному въ общихъ вѣдомостяхъ числу ихъ, въ одну категорію, на-примѣръ, съ дѣтьми, умирающими

въ возрастѣ отъ 5 до 10 лѣтъ, и принадлежащими, по времени своего рожденія, къ ближайшей къ намъ эпохѣ.

Сличеніе моихъ результатовъ, заключающихся въ приведенной сейчасъ таблицѣ, съ соотвѣтственными результатами Кетле, которые считаются вообще весьма благопріятными для жизненности, показываетъ, что цифры для Россіи, не смотря на нѣсколько увеличенную по нимъ смертность, очень мало уступаютъ Бельгійскимъ, и даже, отъ 30 до 50 лѣтняго возраста, имѣютъ преимущество. Что же касается до таблицы Варгентина для Швеціи, то невольно поражаетъ насъ близкое съ нею согласіе нашихъ опредѣленій, при чемъ выгода остается еще на сторонѣ Россіи. Въ такомъ примѣчательномъ согласіи двухъ таблицъ, вычисленныхъ въ двѣ отдаленныя одна отъ другой эпохи, для двухъ разныхъ странъ, на основаніи данныхъ вполнѣ независимыхъ между собою, и къ тому жъ по способамъ совершенно различнымъ, мы не можемъ не видѣть неоспоримаго подтвержденія надежности принятыхъ нами новыхъ началъ и относительной вѣрности статистическихъ данныхъ, употребленныхъ нами для рѣшенія вопроса о законахъ смертности въ Россіи.

Заключенія, къ которымъ мы были приведены въ этомъ § въ разсужденіи смертности мужескаго пола, равно относятся и къ женскому, съ нѣкоторымъ даже перевѣсомъ въ младшихъ возрастахъ.

§ 39. Перейдемъ теперь къ рѣшенію нѣсколькихъ весьма простыхъ задачъ при пособіи вычисленной нами *таблицы народонаселенія* на 1862 годъ, для муж. пола правосл. исповѣданія (стр. 120).

Если раздѣлимъ мужеское населеніе Россіи на двѣ равныя по возрастному составу половины — *младшее* и *старшее поколѣнія*, то увидимъ, что разграничивающій ихъ возрастъ падаетъ между 20-мъ и 21-мъ годами. Дѣйствительно, полное народонаселеніе, представляемое нашею таблицею, будетъ 22 231 (§ 35), а половина этого числа равняется 11 115; съ другой стороны,

такъ какъ изъ той же таблицы оказывается, что итогъ населенія отъ 0 лѣтъ до 20-ти лѣтняго возраста равенъ

$$839 + 700 + 660 + \ldots + 437 = 10\,807,$$

а отъ 0 до 21-го года

$$10\,807 + 426 = 11\,233,$$

то и заключаемъ, что искомый возрастъ падаетъ между 20-мъ и 21-мъ годами, но ближе къ 21-му году.

По таблицѣ народонаселенія (обоего пола) для Франціи (См. Приложенія, Таблица XII), возрастъ, о которомъ говоримъ, оказывается старше, что̀ согласно съ замѣченнымъ въ § 35 фактомъ относительно перевѣса въ Россіи числительности молодаго поколѣнія надъ старшимъ въ сравненіи, между прочимъ, съ Франціею.

Подъ *населеніемъ младшимъ* (*population mineure*) французскіе статистики разумѣютъ возрастный составъ отъ 0 до 21-го года, а подъ *старшимъ населеніемъ* (*population majeure*), составъ отъ 21-го года до предѣла человѣческой жизни. Въ *Annuaire du Bureau des Longitudes* на 1865 годъ, стр. 250 (и за многіе предшествовавшіе годы) находимъ, что *младшее населеніе* (обоего пола) опредѣляется цифрою 14 270 207, а *старшее*, 20 590 180; второе, какъ видимъ, составляетъ по числу преобладающую часть населенія.

Должно, впрочемъ, замѣтить, что таблица населенія, изъ которой получены эти результаты, не принадлежитъ къ числу новѣйшихъ: она выведена изъ таблицы смертности Депарсьё, дополненной и отчасти измѣненной въ послѣдствіи.

Опредѣлимъ теперь по таблицѣ мужское населеніе православнаго исповѣданія всей Россіи. Для рѣшенія вопроса представляются два способа: 1) *по числу рожденій* и 2) *по числу умершихъ*, обусловливаемыхъ какъ тѣхъ, такъ и другихъ, нашею таблицею народонаселенія.

1) *По числу рожденій.* Вспомнимъ, что въ § 31 точкою отправленія при вычисленіи таблицы народонаселенія послужило намъ *среднее число*

$$N_1 = 1\,433\,699$$

годовыхъ рожденій муж. пола правосл. исповѣд. за періодъ 1857—1862 г., и что самая норма таблицы равняется 1 000 рожденіямъ. Съ другой стороны соображая, что на эти 1 000 рожденій по нашей таблицѣ приходится жителей 22 231, заключаемъ, что четвертый членъ P пропорціи

$$1\,000 : 22\,231 = 1\,433\,699 : P = 31\,872\,000$$

изобразитъ, приблизительно, искомый составъ мужскаго населенія въ 1862 году.

То же самое вычисленіе показываетъ, что на

$$\frac{22\,231}{1\,000} = 22{,}231,$$

или, круглымъ числомъ, на 22 души мужскаго населенія приходится ежегодно по *одному* рожденію, также мужск. пола. Число это статистики называютъ *мѣрою плодовитости*.

2) *По числу умершихъ*. Въ концѣ § 31 приведены величины *вспомогательныхъ основныхъ чиселъ* для таблицы народонаселенія, или, что все равно, итоги умершихъ, распредѣленныхъ по пятилѣтнимъ возрастнымъ періодамъ. Тамъ же было найдено, что при нормѣ 10 000 рожденій, сумма этихъ основныхъ чиселъ, то есть полный итогъ умершихъ, составляетъ 7 033. Слѣдовательно, при нормѣ 1 000 рожденій, соотвѣтственный итогъ будетъ равенъ 703. Это число изображаетъ совокупность умершихъ въ 1862 году изъ числа 22 231 жителя. Раздѣливъ 22 231 на 703, получимъ въ частномъ *мѣру смертности* 31,6..., или, круглымъ числомъ 32. И такъ, изъ 32 лицъ муж. пола, ежегодно въ Россіи умираетъ 1 человѣкъ.

Можно принять приблизительно, что полное число умершихъ муж. пола правосл. испов. простиралось въ 1862 году до 1 милліона, ибо, не считая умершихъ въ войскѣ, оно показано въ 981 961 душъ (См. Приложенія, Таблица I). Въ такомъ пред-

положеніи получимъ для мужескаго правосл. населенія Россіи въ 1862 году цифру

$$\frac{22\,231 \times 1\,000\,000}{703} = 31\,623\,000,$$

весьма мало отличающуюся отъ выведеннаго выше числа 31 872 000.

Если къ найденной нами цифрѣ, слишкомъ 31-му милліону мужескаго православнаго населенія всей Россіи, прибавимъ нѣсколько бо̀льшій итогъ женскаго православнаго же населенія Имперіи, то получимъ число, превосходящее 63 милліона. Этотъ послѣдній результатъ, по видимому, оказывается слишкомъ значительнымъ: онъ превышаетъ выводы, полученные изъ данныхъ десятой ревизіи, оконченной въ 1860 году, а также и опредѣленія этого элемента нашими статистиками на основаніи другихъ источниковъ. Такъ по исчисленію Центральнаго Статистическаго Комитета, состоящаго при Министерствѣ Внутреннихъ Дѣлъ, православное населеніе Россіи, въ 1858 году простиралось до 54 800 000 *). Для отнесенія этой цифры къ времени нашего опредѣленія, т. е. къ 1862 году, слѣдуетъ прибавить къ ней приращеніе населенія Имперіи съ 1858-го по 1862-ой годъ. Приращеніе это въ теченіе четырехъ промежуточныхъ лѣтъ опредѣлится приблизительно избыткомъ относящагося къ этимъ годамъ итога рожденій надъ числомъ умершихъ. По Таблицѣ I (Приложенія) найдется:

	Родилось:	
	муж. пола.	женск. пола.
Въ 1859 году	1 461 473	1 393 847
» 1860 »	1 424 998	1 365 896
» 1861 »	1 435 760	1 379 281
» 1862 »	1 505 952	1 448 695
Итого:	5 828 183	5 587 719

*) Смот. *Статистическія таблицы Россійской Имперіи*, издаваемыя по распоряженію Министра Внутреннихъ Дѣлъ Центральнымъ Статистическимъ Комитетомъ, Выпускъ второй, 1863 года, стр. 243.

	Умерло:	
	муж. пола.	женск. пола.
Въ 1859 году	1 006 338	977 969
» 1860 »	1 091 446	1 067 322
» 1861 »	1 026 636	999 982
» 1862 »	981 961	955 858
Итого:	4 106 381	4 001 131.

Если изъ суммы родившихся

$$5\,828\,183 + 5\,587\,719 = 11\,415\,902$$

вычтемъ итогъ умершихъ

$$4\,106\,381 + 4\,001\,131 = 8\,107\,512,$$

то получимъ разность 3 308 390, изображающую приращеніе населенія. Придавъ эту цифру къ 54 800 000, найдется для полнаго народонаселенія Россіи въ 1862 году число 58 108 390. Но изъ этого результата должно еще исключить умершихъ въ войскѣ, не принятыхъ нами въ расчетъ въ итогахъ за 1859 — 1862 годы. Такъ какъ ихъ число, въ четыре года, не доходило до 80 тысячъ (§ 16), то принявъ за исправленную числительность населенія Имперіи въ 1862 году круглымъ числомъ 58 милліоновъ, получимъ цифру, которая будетъ еще ниже дѣйствительной.

Наше опредѣленіе, выведенное теоретическимъ путемъ на основаніи двухъ родовъ данныхъ — годовыхъ рожденій за многіе истекшіе годы и итоговъ умершихъ въ различныхъ возрастахъ въ 1862 году, — приводитъ, какъ мы сейчасъ видѣли, къ числу, превышающему 63 милліона, и слѣдовательно слишкомъ на 5 милліоновъ, или слишкомъ на 8 процентовъ бо́льшему 58 милліоновъ, найденныхъ совершенно другимъ способомъ. Конечно, ни та, ни другая цифра не могутъ имѣть притязанія на безусловную точность; но вопросъ могъ бы состоять въ томъ, которая изъ двухъ ближе подходитъ къ истинной величинѣ населенія? Хотя, можетъ быть, и есть поводъ предполагать, что наше опредѣленіе уклоняется отъ дѣйствительнаго *по избытку*, но представить тому

неопровержимыя доказательства, и найти вѣроятный предѣлъ этого излишка, едва-ли возможно при тѣхъ данныхъ, которыми наши статистики располагаютъ въ настоящее время. Въ упомянутомъ выше *второмъ выпускѣ* трудовъ *Центральнаго Статистическаго Комитета* выражено подобнаго рода сомнѣніе по поводу затрудненій, встрѣчаемыхъ при исчисленіи населенія. Такъ, между прочимъ, на стр. 186 читаемъ: «Говоря выше объ источникахъ статистики населенія Россіи, мы уже указали на разнообразіе этихъ источниковъ и возможность большой разницы между выводами общаго итога населенія. На дѣлѣ разница эта, при вычисленіяхъ, предпринятыхъ разными лицами, не разъ доходила до нѣсколькихъ милліоновъ.»

Для избѣжанія всякаго нареканія въ преувеличеніи цифръ, мы, при рѣшеніи слѣдующей за симъ задачи, изберемъ *меньшее* изъ двухъ опредѣленій, именно результатъ вычисленій *Центральнаго Статистическаго Комитета*, приводящій, въ 1862 году, къ числу 58 милліоновъ. Такъ какъ мужское населеніе составляетъ около половины полнаго числа жителей обоего пола, то и примемъ 29 милліоновъ за мужское православное населеніе Россіи, вмѣсто цифры, превосходящей 31 милліонъ, полученной изъ нашихъ вычисленій.

Приложимъ таблицу народонаселенія къ опредѣленію военной силы Россіи, то есть числа людей способныхъ носить оружіе. Принявъ, какъ обыкновенно предполагается, что военную службу могутъ нести мущины въ возрастахъ отъ 20-ти до 50-ти лѣтъ, числительность ихъ, по таблицѣ, опредѣлится суммою

$$426 + 416 + 405 + \ldots + 166 = 8\,841.$$

И такъ оказывается, что изъ числа 22 231 жителей муж. пола правосл. исповѣд., способныхъ къ военной службѣ будетъ 8 841 человѣкъ. Но какъ съ другой стороны мы сейчасъ условились принимать мужеское населеніе Россіи равнымъ 29 милліонамъ, то четвертый членъ Q пропорціи

$$22\,231 : 8\,841 = 29 \text{ мил.} : Q = 11\,532\,000$$

изобразитъ, приблизительно, искомый итогъ, относящійся только къ православному населенію.

Возьмемъ еще примѣръ. Предположимъ, что вычисленная нами таблица народонаселенія на 1862 годъ выражаетъ, съ достаточною степенью приближенія, распредѣленіе по возрастамъ мужскаго населенія Имперіи и въ настоящее время. На такомъ основаніи, рѣшимъ слѣдующій вопросъ: при тѣхъ правилахъ относительно возраста, которыми руководствовались въ произведенномъ въ 1865-мъ году рекрутскомъ наборѣ, опредѣлить, на какое число одновозрастныхъ съ принимаемыми въ военную службу лицъ, приходится по одному рекруту. Въ Указѣ Правительствующему Сенату данномъ, изъяснено, что для обыкновеннаго укомплектованія арміи и флотовъ имѣетъ быть произведенъ въ 1865 году рекрутскій наборъ съ обѣихъ полосъ Имперіи, полагая по пяти человѣкъ съ каждой тысячи душъ. Въ рекруты принимаются не ранѣе, какъ по достиженіи 21-го года, и не старѣе 30-ти лѣтъ отъ роду. Исключенія изъ этого правила допускаются только слѣдующія: 1) если младшій братъ идетъ за старшаго по собственной охотѣ, то принимать и 30-ти лѣтъ. 2) укрывающихся отъ службы, безвѣстно отсутствующихъ и членовредителей принимать и 31-го года.

Для рѣшенія вопроса ищемъ, по таблицѣ народонаселенія число сверстниковъ отъ 21 года до 30-ти лѣтъ, включительно; это число будетъ

$$416 + 405 + 397 + \ldots + 334 = 3\,383.$$

Съ другой стороны, такъ какъ со всего населенія 22 231, обусловливаемаго нашею таблицею, число слѣдующихъ рекрутъ равно

$$\frac{22\,231 \times 5}{1\,000} = 111,$$

то отношеніе

$$\frac{3\,383}{111} = \text{въ цѣлыхъ числахъ } 30,$$

изобразитъ искомое число людей, по возрасту своему удовлетво-

ряющихъ условіямъ набора, и изъ которыхъ *одинъ* поступаетъ въ рекруты, независимо отъ допускаемыхъ изъятій.

Если бы, сверхъ опредѣленія числительности принятыхъ рекрутъ, желали имѣть цифры ихъ убыли отъ смертности въ первый, второй, третій..... годы послѣ ихъ поступленія, то, для рѣшенія такого вопроса, слѣдовало-бы обратиться къ указаніямъ нашей *таблицы смертности* (стр. 71).

Разнообразныхъ задачъ, въ родѣ приведенныхъ выше, представляется очень много; таковы, на-примѣръ, вопросы о числѣ дѣтей, которыя, по возрасту своему, могли бы учиться грамотѣ, о числѣ молодыхъ людей требуемыхъ лѣтъ для поступленія въ разныя училища, гимназіи, университеты, о числительности лицъ законнаго возраста для вступленія въ бракъ и проч. Численныя рѣшенія подобныхъ задачъ, хотя и приближенныя, имѣютъ не маловажное значеніе въ томъ отношеніи, что служатъ указаніемъ по крайней мѣрѣ для первоначальныхъ соображеній о величинахъ упоминаемыхъ данныхъ.

Въ поясненіе сказаннаго приводимъ еще примѣръ. Въ Запискѣ, сопровождающей *Положеніе о начальныхъ народныхъ училищахъ*, Высочайше утвержденное въ 1864 году, на стр. 20 и 21, находимъ слѣдующія численныя данныя: въ 1863 г. въ 36 губерніяхъ, на которыя распространяется дѣйствіе этого Положенія, считалось 30 179 народныхъ училищъ разныхъ вѣдомствъ и наименованій, съ 554 017 учащимися муж. пола и 78 454 женск. пола. Населенность 36 губерній простиралась до 45-ти милліоновъ, такъ что на 1 500 жителей приходилась одна школа, а на 70 жителей, одинъ учащійся, именно: одинъ мальчикъ на 40 жителей муж. пола и одна дѣвочка на 300 лицъ женск. пола. Разсмотримъ ближе цифру, относящуюся къ мальчикамъ. Изъ того, что на каждые 40 жителей приходится по одному учащемуся, мы не можемъ еще составить себѣ довольно яснаго понятія о мѣрѣ выгоды приведеннаго отношенія (1 къ 40) въ дѣлѣ народнаго образованія. Но если, при пособіи *таблицы народонаселенія*, опредѣлимъ отношеніе числа учащихся къ полному числу мальчиковъ,

которые, по возрасту своему, могли бы посѣщать начальныя училища, то такая цифра, очевидно, послужитъ намъ болѣе вѣрнымъ мѣриломъ въ занимающемъ насъ вопросѣ. Примемъ въ настоящемъ случаѣ возрастъ учащихся, примѣрно, отъ 7-ми до 15 лѣтъ; изъ таблицы народонаселенія (стр. 126) заключаемъ, что на 1 000 жителей муж. пола въ возрастѣ отъ 7-ми до 15-ти лѣтъ приходится

$$24 + 24 + 22 + 109 = 179 \text{ мальчиковъ.}$$

Такъ какъ приведенное сейчасъ отношеніе числа учащихся къ числу жителей, именно 1 къ 40, можетъ быть замѣнено отношеніемъ 25 къ 1 000, то отсюда и слѣдуетъ, что дѣйствительное число учащихся мальчиковъ содержится къ числу тѣхъ, которые, по возрасту своему, могли бы обучаться, какъ 25 къ 179. Слѣдовательно, можно принять круглымъ числомъ, что въ 1863 г. въ сказанныхъ 36 губерніяхъ, изъ *семи* мальчиковъ только *одинъ* обучался въ школѣ; подобнымъ образомъ, при пособіи таблицы народонаселенія для женскаго пола, можно бы было заключить, что тамъ же, изъ числа слишкомъ *пятидесяти* дѣвочекъ только *одна* посѣщала училище.

§ 40. Рѣшимъ еще вопросъ, состоящій въ опредѣленіи существующаго отношенія между числительностію производительнаго состава населенія Россіи и числительностію непроизводительнаго.

Академикъ К. С. Веселовскій, въ замѣткѣ своей *о распредѣленіи народонаселенія въ Россіи по возрастамъ**), приведенъ былъ къ заключеніямъ, съ которыми, какъ мы увидимъ ниже, въ весьма удовлетворительной степени согласуются результаты, непосредственно вытекающіе изъ указаній *таблицы народонаселенія*, приведенной на стр. 120. По вѣдомству государственныхъ имуществъ, коммиссіями уравненія денежныхъ сборовъ съ госу-

*) Записки Императорскаго Русскаго Географическаго Общества, 1861 г., книжка первая, стр. 175 — 179.

дарственныхъ крестьянъ, были собираемы со всею возможною точностію свѣдѣнія о числѣ рабочихъ. Свѣдѣнія эти выбирались изъ ревизскихъ сказокъ и подворныхъ описей, при чемъ все населеніе раздѣлялось на три разряда: *полныхъ работниковъ*, *полуработниковъ* и *нерабочихъ*. Къ *полнымъ работникамъ* были относимы крестьяне отъ 18-ти до 60-ти лѣтняго возраста; къ *полуработникамъ* крестьяне отъ 14-ти до 18-ти лѣтъ и отъ 60-ти до 65-ти лѣтъ, наконецъ, къ *нерабочимъ* люди всѣхъ остальныхъ возрастовъ, — малолѣтніе и престарѣлые, а также лица всякихъ возрастовъ, неспособныя къ тѣлеснымъ работамъ по физическимъ и умственнымъ недостаткамъ. Изъ данныхъ, собранныхъ такимъ образомъ для шести губерній, именно: для *Саратовской*, *Владимірской*, *Нижегородской*, *Московской*, *Тверской* и *Новгородской* г. Веселовскій вывелъ слѣдующія цифры:

На 100 душъ *мужескаго населенія* приходится:

Въ губерніяхъ.	Работниковъ.	Полуработковъ.	Неработниковъ.
Саратовской.	53,34	12,22	34,44
Владимірской.	52,85	9,58	37,57
Нижегородской	52,55	9,59	37,85
Московской	50,86	10,18	38,95
Тверской.	51,54	10,52	37,94
Новгородской.	53,89	9,38	36,73
Среднія . . .	52,44	10,58	36,98

Вычислимъ подобныя цифры при пособіи нашей *таблицы народонаселенія* (стр. 120).

Пусть будутъ соотвѣтственно A, B и C итоги *работниковъ*, *полуработниковъ* и *нерабочихъ*, обусловливаемые нашею таблицею народонаселенія. Такъ число A работниковъ равняется суммѣ показаній, соотвѣтствующихъ всѣмъ возрастамъ отъ 18-ти до 60-ти лѣтъ включительно; поэтому и получимъ:

$$A = 444 + 437 + 426 + \ldots + 125 = 11\,155.$$

Число B полуработниковъ состоитъ изъ двухъ частей: изъ совокупности указаній таблицы, относящихся къ возрастамъ отъ 14-ти до 18-ти лѣтъ и отъ 60-ти до 65-ти лѣтъ. Первая часть будетъ

$$470 + 464 + 458 + 452 = 1\,844,$$

а вторая

$$118 + 111 + 103 + 95 + 86 = 513;$$

слѣдовательно

$$B = 1\,844 + 513 = 2\,357.$$

Подобнымъ образомъ и число C нерабочихъ слагается изъ двухъ частей: изъ суммы указаній таблицы отъ ея начала до 14-ти лѣтъ и изъ состава народонаселенія всѣхъ возрастовъ, превышающихъ 65 лѣтъ; первая часть будетъ

$$839 + 700 + 660 + \ldots + 476 = 8\,082,$$

а вторая

$$78 + 72 + 64 + \ldots + 1 = 637,$$

почему и найдется

$$C = 8\,082 + 637 = 8\,719.$$

Сумма трехъ найденныхъ чиселъ

$$A = 11\,155, \quad B = 2\,357, \quad C = 8\,719$$

равна, какъ и должно быть, 22 231.

Что касается до процентныхъ отношеній между A, B и C, то эти отношенія опредѣляются четвертыми членами слѣдующихъ трехъ пропорцій:

$$\begin{aligned} 22\,231 : 100 &= 11\,155 : x = 50{,}18 \\ 22\,231 : 100 &= 2\,357 : y = 10{,}60 \\ 22\,231 : 100 &= 8\,719 : z = 39{,}22 \\ \hline & \text{Всего } 100. \end{aligned}$$

И такъ, по нашей таблицѣ, на 100 душъ мужскаго населенія приходится 50,18 *рабочихъ*, 10,60 *полурабочихъ* и 39,22 *нерабочихъ*. Эти цифры очень близки къ результатамъ, полученнымъ г. Веселовскимъ для *Московской* губерніи; отъ *среднихъ* же результатовъ, относящихся къ шести поименованнымъ выше губерніямъ, наши выводы уклоняются нѣсколько болѣе.

Г. Веселовскій сблизилъ найденныя имъ для Россіи цифры съ подобными указаніями для Бельгіи, основанныя на данныхъ генеральной переписи, произведенной въ 1846 году съ особенною точностію. Приводимъ тѣ и другіе результаты въ слѣдующей табличкѣ, присоединяя къ нимъ, для сличенія, какъ цифры для Московской губерніи, такъ и наши выводы:

	Бельгія.	Веселовскій.	Московская губернія.	По моей таблицѣ.
Рабочихъ	53,36	52,44	50,86	50,18
Полурабочихъ. . .	10,31	10,58	10,18	10,60
Нерабочихъ	36,32	36,98	38,95	39,22

Результаты г. Веселовскаго, какъ основанные на свѣдѣніяхъ, непосредственно заимствованныхъ изъ ревизскихъ сказокъ и подворныхъ описей, заслуживаютъ полное довѣріе. Найденный имъ *средній* процентъ *рабочихъ* нѣсколько больше моей цифры, а процентъ *нерабочихъ*, нѣсколько меньше; для *полуработниковъ* проценты почти одинаковые. Незначительныя уклоненія, на которыя указываемъ, объясняются очень естественно тѣмъ, что *основныя числа* x_4, x_5, x_6 . . . . до x_{12} (§§ 16 и 17), относящіяся къ возрастамъ *военныхъ*, а вмѣстѣ и *рабочихъ*, именно къ мущинамъ отъ 18-ти до 60-ти лѣтъ, подверглись въ нашемъ вычисленіи увеличенію, нѣсколько усиленному противъ требуемаго дѣйствительностію. Вслѣдствіе этого, наши исправленныя основныя числа, по вліянію ихъ на указанія таблицы пародонаселенія (§§ 31, 32), увеличивъ смертность противъ настоящей въ производитель-

ныхъ возрастахъ, ослабили, въ нѣкоторой мѣрѣ, цифру состава живаго поколѣнія того же возраста отъ 18-ти до 60-ти лѣтъ, и возвысили процентъ нерабочихъ.

Мы не полагаемъ, чтобъ изъ сличенія приведенныхъ цифръ для Россіи съ подобными для Бельгіи можно было заключить, что на сторонѣ Бельгіи въ дѣйствительности существуетъ сколько нибудь замѣтный перевѣсъ производительнаго состава населенія надъ нашимъ такимъ же составомъ. И въ самомъ дѣлѣ, какъ замѣчаетъ г. Веселовскій, въ упомянутой выше его замѣткѣ, въ цифрѣ *нерабочихъ*, относящейся къ Бельгіи, не заключаются люди, неспособные къ работамъ по физическимъ и умственнымъ недостаткамъ, тогда какъ у насъ они включены въ подобный итогъ; чрезъ это цифра *работниковъ* подверглась у насъ нѣкоторому уменьшенію въ сравненіи съ бельгійскою, а цифра *нерабочихъ*, напротивъ того, нѣкоторому увеличенію.

И такъ, можно, кажется, сказать съ увѣренностію, что Россія, по относительной числительности производительныхъ и непроизводительныхъ возрастовъ ея населенія, не представляетъ, сравнительно съ сосѣдственными съ нею народами, никакой рѣзкой, невыгодной для нея, аномаліи.

Въ Отдѣлѣ II мы привели всѣ элементы, необходимые для вычисленія *таблицы женскаго православнаго населенія Россіи.* Выполнивъ указанныя въ §§ 29 — 33 ариѳметическія выкладки, мы составили бы безъ малѣйшаго затрудненія требуемую таблицу; при ея пособіи, рѣшили бы очень просто вопросъ о процентномъ отношеніи производительныхъ возрастовъ женскаго населенія къ непроизводительнымъ. При этомъ слѣдовало бы имѣть въ виду слѣдующія условія: къ *полнымъ работницамъ* относятъ у насъ женщинъ отъ 16-ти до 55-ти лѣтъ, къ *полуработницамъ* — отъ 12-ти до 16-ти лѣтъ и отъ 55-ти до 60-ти лѣтъ, наконецъ, къ *неработницамъ* — женщинъ всѣхъ остальныхъ возрастовъ.

По предварительному соображенію относительныхъ величинъ *основныхъ чиселъ* для женскаго пола, уже можно предвидѣть, что процентныя отношенія состава женскихъ производительныхъ воз-

растовъ къ непроизводительнымъ, будутъ очень близко согласоваться съ подобными указаніями для женскаго пола въ Бельгіи.

§ 41. Во время печатанія этого Опыта, полученъ здѣсь весьма важный по содержанію своему трудъ *о международной статистикѣ* *), вызванный общимъ желаніемъ соединить въ одно цѣлое надежнѣйшія статистическія данныя, относящіяся къ образованнѣйшимъ государствамъ, и придать этимъ матеріаламъ возможное единство. По поводу этого общеполезнаго предпріятія были учреждены, какъ извѣстно, статистическіе съѣзды въ Брюсселѣ, Парижѣ, Вѣнѣ и Лондонѣ.

Появившееся сочиненіе тѣмъ болѣе заслуживаетъ наше вниманіе, что помѣщенныя въ немъ свѣдѣнія о движеніи народонаселенія въ Россіи доставлены международному статистическому конгрессу офиціальнымъ на немъ представителемъ русской статистики, А. Б. фонъ-Бушеномъ. Данныя, которыя онъ сообщилъ редакторамъ сказаннаго труда, Ад. Кетле и Кс. Гейшлингу, привели послѣднихъ къ нѣкоторымъ результатамъ, указывающимъ на несовсѣмъ выгодныя условія нашего народонаселенія въ отношеніи къ законамъ смертности. Цифры же, полученныя на основаніи моихъ вычисленій, однородныя съ упоминаемыми результатами, не представляютъ той рѣзкой аномаліи, которая обнаруживается изъ опредѣленій, помѣщенныхъ въ книгѣ Гг. Кетле и Гейшлинга. Чтобы съ полною опредѣлительностію выставить замѣченныя уклоненія моихъ выводовъ отъ выводовъ, полученныхъ изъ данныхъ, которыя сообщилъ г. фонъ-Бушенъ, выпишу буквально относящіяся къ этому предмету мѣста текста. Приведя сравнительную для европейскихъ государствъ таблицу величины народонаселенія и относительнаго числа умершихъ, при чемъ цифра для Россіи оказывается самою невыгодною

*) *Statistique internationale* (population), publiée avec la collaboration des statisticiens officiels des différents états de l'Europe et des Etats-unis d'Amérique, par Ad. Quetelet, Président, et Xav. Heuschling, Secrétaire de la Commission centrale de statistique; Bruxelles, in-4°, 1865.

(1 умершій на 26,6 жителей), редакторы говорятъ (стр. XLV и XLVI):

«La Russie a perdu, pendant l'année 1858, un nombre proportionnel d'habitants beaucoup plus considérable que les autres pays: on a compté 1 décès par 26,6 habitants. Pendant ce temps, le nombre des naissances était également plus fort que partout ailleurs: il était de 1 sur 20,5. Ces nombres constituent, il est vrai, une population croissante, car pour 205 décès on comptait 266 naissances; mais il est facile de voir combien un pareil accroissement de population, s'il était continu, devrait se faire dans des circonstances désastreuses, et serait défavorable à la nation. Le résultat d'ailleurs ne repose que sur les relevés d'une seule année, qui peut être exceptionnelle, et nous aimons mieux le croire ainsi. D'une autre part, il peut fort bien se faire que la grandeur de la population laisse à désirer, et que le mal soit plus apparent que réel. Supposons en effet que l'estimation de la population soit tout à fait fautive et qu'elle se trouve réellement double de ce qu'elle semble être; alors on compterait 1 décès par 53 individus; et 1 naissance par 41: ce qui mettrait la Russie dans la condition la plus favorable et la placerait à côté de l'Angleterre, de la Suède et du Danemark. On voit de quelle importance est ici l'estimation de la population: l'exactitude de ce résultat, à défaut d'un bon recensement, pourrait se vérifier jusqu'à un certain point au moyen de la liste des âges pour les morts, si on la possédait.»

Вслѣдъ за этимъ прибавлено въ выноскѣ:

«Je suppose, par exemple, plusieurs pays où l'on compte également 3 décès sur 4 naissances; peut-on dire que ces pays sont dans des conditions également heureuses? Je suis loin de le penser. La Russie a donné, pour 1858, une naissance pour 20,5 habitants, et un décès pour 26,6; ce qui forme à peu près le rapport $\frac{3}{4}$. La Belgique également a donné ce même rapport; car, pendant les années de 1851 à 1860 elle a compté moyennement 33,0 décès par an et 44,27 naissances. Mais les signi-

fications des rapports sont bien différentes, quoique les valeurs mathématiques soient les mêmes: cette dernière science en effet ne voit pas de différence essentielle entre les deux fractions $\frac{20,5}{26,6}$ et $\frac{33,0}{44,27}$ qu'elle considère comme sensiblement égales à $\frac{3}{4}$; mais le statisticien a égard à la nature des nombres, et il ne confond pas les âges utiles de l'homme avec les âges de l'enfance*). Du reste, il y a des raisons de croire que la population russe n'est pas encore suffisamment connue: si elle augmentait dans le rapport de 7 à 11; elle serait à peu près identiquement, sous ce rapport, de même nature que la nôtre; et, si son augmentation était de 7 à 12, elle se trouverait incontestablement en première ligne, du moins au point de vue où nous nous plaçons.»

По моему вычисленію, приведенному въ § 39, для мужескаго православнаго населенія Россіи, приходится 1 умер. на 31,6 жит., а эта цифра почти на 19% больше результата 26,6, показаннаго бельгійскими статистиками за 1858 г. Если, сверхъ того, примемъ въ соображеніе, что въ моихъ вычисленіяхъ смертность еще нѣсколько усплена, то конечно на число 31,6 для Россіи нельзя будетъ смотрѣть какъ на исключительное, сравнительно съ другими европейскими государствами. Правда, Швеція, Норвегія и Англія, по таблицѣ Гг. Кетле и Гейшлинга, представляютъ въ

*) Эта выходка противъ математики не имѣетъ за собой достоинства новизны: еще въ прошломъ столѣтіи Бюффонъ, сравнивая, въ своемъ *Essai d'Arithmétique morale*, математика съ скупцомъ, сказалъ: «Эфимокъ, отложенный бѣднымъ для внесенія законной повинности, и эфимокъ, дополняющій мѣшки капиталиста, въ глазахъ скупца и математика имѣютъ одинаковую цѣнность: первый присвоитъ себѣ каждый изъ нихъ съ равнымъ наслажденіемъ, а второй будетъ считать ихъ двумя равными единицами; между тѣмъ, человѣкъ разсудительный оцѣнитъ въ золотую монету эфимокъ бѣднаго, а въ денежку, эфимокъ капиталиста.» — Не думаю, чтобы въ настоящее время подобныя мнѣнія требовали опроверженія: достаточно припомнить, что въ математической теоріи вѣроятностей существуетъ цѣлый Отдѣлъ науки *о нравственномъ ожиданіи (espérance morale)*, имѣющій предметомъ именно изслѣдованіе вопросовъ, въ которыхъ числамъ равнымъ приписываютъ значенія различныя, соображаясь съ нравственными условіями задачи. Можно только сказать, что тотъ не математикъ, кто не вникаетъ въ смыслъ, свойственный числамъ, надъ которыми онъ производитъ какія либо вычисленія.

этомъ отношеніи особенно благопріятную исключительность, которая могла бы даже возбудить въ иныхъ нѣкоторое недоумѣніе: для сказанныхъ королевствъ показаны слѣдующія соотвѣтственныя имъ цифры: 57,18, 54,38, 54,28, всѣ за 1860 г. Для другихъ же странъ Европы указанія менѣе выгодны; такъ для Пруссіи приведена цифра 37,16 (1861 г.), для Саксонскаго королевства 33,03 (1861 г.), для Нидерландовъ 31,95 (1859 г.). Наша цифра мало уклоняется отъ послѣднихъ.

Впрочемъ понятно, что отношеніе числа ежегодно умирающихъ къ населенію должно быть въ Россіи нѣсколько ниже *средней* для всей Европы, по причинѣ относительнаго большинства умирающихъ у насъ дѣтей до 5-ти-лѣтняго возраста.

Другой результатъ, по видимому также подлежащій измѣненію въ выводахъ бельгійскихъ статистиковъ, это *мѣра плодовитости*, т. е. содержаніе итога народонаселенія къ годовому числу рожденій. На стр. XXXIII того же сочиненія приведена таблица съ показаніемъ упоминаемой мѣры для разныхъ европейскихъ государствъ. Этотъ элементъ представляетъ большое разнообразіе, и, судя по показаніямъ бельгійской таблицы, измѣняется, переходя чрезъ разныя степени величинъ, отъ наибольшаго своего значенія 39,1 для Франціи, до наименьшаго 20,5 для Россіи: первая цифра почти вдвое болѣе второй, относящейся къ 1858 году. Вычисленная же мѣра плодовитости для муж. пола по моей таблицѣ, равна 22,2, какъ показано въ § 39; это число нѣсколько больше приведенной сейчасъ цифры, почему и подходитъ ближе къ гадательной *средней величинѣ* 30 этого элемента для Европы. Вотъ что сказано по этому поводу у Гг. Кетле и Гейшлинга (стр. XXXIII):

«C'est donc en France que la fécondité a été la moins forte; en Russie, on a eu l'excès contraire. Le rapport même, pour ces pays est assez sensible, puisqu'il varie à peu près de 2 à 1, c'est-à-dire que, toutes choses égales, il naît deux fois autant d'enfants en Russie qu'en France. Je crois qu'on peut dire, sans trop d'erreur, que 30 : 1 est à peu près le rapport de la population

au nombre d'enfants naissants, en négligeant le chiffre de la Russie dans la récapitulation générale.»

Выведемъ теперь изъ двухъ бельгійскихъ отношеній

20,5 жит. : 1 рожд. и 26,6 жит. : 1 умер.

процентъ приращенія народонаселенія Россіи въ 1858 году; получимъ для этого элемента число

$$\frac{(26{,}6 - 20{,}5) \times 100}{20{,}5 \times 26{,}6} = 1{,}1186\ldots$$

По моимъ же значеніямъ тѣхъ самыхъ двухъ отношеній за 1862 годъ, оказывается болѣе выгодный результатъ для искомаго процента, а именно

$$\frac{(31{,}6 - 22{,}2) \times 100}{22{,}2 \times 31{,}6} = 1{,}3399\ldots$$

Хотя мое опредѣленіе относится къ *муж. полу*, а бельгійское къ *обоимъ поламъ*, однако это различіе нисколько не можетъ ослабить найденный мною результатъ, потому что законы смертности для женщинъ, въ общей сложности, не невыгоднѣе, чѣмъ для мужчинъ.

Послѣднее замѣчаніе мое относится къ *содержанію итога годовыхъ рожденій къ подобному итогу умершихъ.* Въ книгѣ *Statistique internationale* приведена слѣдующая таблица для этого элемента (стр. XLVII):

Государства.	Годы наблюденій.	Итогъ рожденій. / Итогъ умершихъ.
Норвегія	1851 — 1860	1,93
Англія съ Княжествомъ Валлійскимъ	1851 — 1860	1,72
Португалія	1861	1,72
Швеція	1856 — 1860	1,55
Данія	1855 — 1859	1,53
Саксонское королевство . . .	1859 — 1861	1,48
Пруссія	1859 — 1861	1,45
Греція	1860 — 1861	1,38
Австрія	1854 — 1857	1,34
Бельгія	1851 — 1861	1,34
Ганноверъ	1854 — 1858	1,34
Испанія	1858 — 1861	1,32
Нидерланды	1850 — 1859	1,32
Россія	1858	1,30
Баварія	1851 — 1860	1,16
Франція	1851 — 1860	1,11

И здѣсь, какъ я полагаю, показанная для Россіи цифра 1,30 нѣсколько слаба. При вычисленіи таблицы народонаселенія Россіи на 1862 г. было найдено, что на 10 000 годовыхъ рожденій муж. пола приходится 7 033 умершихъ (§ 31); слѣдовательно, вмѣсто 1,30, получимъ число

$$\frac{10\,000}{7\,033} = 1{,}42\ldots$$

Нашъ результатъ подтверждается и данными на 1858 годъ, къ которому относится опредѣленіе, приведенное въ бельгійской таблицѣ. Дѣйствительно, въ 1858 году родившихся и умершихъ правосл. испов. обоего пола было (Приложенія, Таблица I-ая):

Родившихся:

муж. пола.	1 412 205
женск. пола.	1 343 823
Итого	2 756 028.

Умершихъ:

муж. пола.	978 566
женск. пола.	947 304
Итого	1 925 870.

Если, вмѣсто 1 925 870, примемъ круглымъ числомъ 1 950 000 умершихъ, отнеся нѣсколько даже преувеличенный избытокъ 24 130 на долю смертности въ войскѣ (§ 16), то получимъ отношеніе

$$\frac{2\,756\,028}{1\,950\,000} = 1{,}4133\ldots,$$

очень близкое къ вышенайденному нами 1,42. И такъ, мѣсто нашей цифры 1,42 въ приведенной сейчасъ бельгійской таблицѣ будетъ не *третье снизу*, а въ *серединѣ*, именно между Пруссіей и Греціей.

Можно также замѣтить мимоходомъ, что полученная нами величина 1,42 разсматриваемаго элемента мало уклоняется отъ *средняго* ея значенія для европейскихъ государствъ, поименованныхъ въ таблицѣ. Дѣйствительно, замѣнивъ въ послѣдней указаніе 1,30 для Россіи исправленною цифрою 1,42, получимъ для *общей средней* число 1,44.

ЗАКЛЮЧЕНІЕ.

Предложенныя въ этомъ сочиненіи изслѣдованія, какъ сказано въ самомъ его началѣ, предприняты съ цѣлію представить опытъ правильнаго, строго-научнаго вычисленія *таблицъ смертности и народонаселенія* для Россіи. Кромѣ того, я имѣлъ въ виду, на основаніи полученныхъ результатовъ, опровергнуть общепринятыя понятія о чрезмѣрной смертности въ Имперіи, и разрѣшить нѣкоторыя возникшія по этому предмету недоумѣнія. Смѣю думать, что читатели, внимательно обсудивъ мой трудъ, найдутъ, что въ немъ программа моя по этому важному статистическому вопросу выполнена въ главныхъ чертахъ ея; надѣюсь даже, что не вмѣнятъ въ самонадѣянность съ моей стороны, когда я выражу то убѣжденіе, что мои изслѣдованія нетолько опровергаютъ укоренившійся, такъ сказать, научный предразсудокъ о ненормальности условій жизненности въ Россіи, но и содержатъ въ себѣ, кромѣ главныхъ статистическихъ фактовъ о законахъ смертности, еще и подробности, знакомящія съ нѣкоторыми частностями въ проявленіи этихъ законовъ.

Никто болѣе меня не сознаетъ, что таблицы мои далеки отъ той степени законченности, какой, подобныя таблицы могутъ достигнуть со временемъ. Но для этого необходимы данныя, которыя у насъ вовсе не собираются или же собираются не съ тою тщательностію, какая требуется наукою.

Впрочемъ, таблицы мои могли бы получить нѣкоторое улучшеніе даже и при существующихъ въ настоящее время матеріалахъ — ежегодно публикуемыхъ вѣдомостяхъ о числѣ рожденій и умершихъ.

Представимъ себѣ, что всѣ вычисленія, относящіяся къ опредѣленію *основныхъ чиселъ* $x_1, x_2, x_3 \ldots\ldots$ (§ 13) таблицы смертности муж. пола правосл. исповѣд. на 1862 годъ, мы повторили для нѣсколькихъ предшествовавшихъ годовъ: 1861-го, 1860-го, 1859-го и проч. Такимъ образомъ мы получили бы нѣсколько новыхъ значеній для основныхъ чиселъ $x_1, x_2, x_3 \ldots\ldots$, положимъ

$$\begin{array}{l} x_1', \; x_1'', \; x_1''' \ldots\ldots \text{ для } x_1 \\ x_2', \; x_2'', \; x_2''' \ldots\ldots \text{ для } x_2 \\ x_3', \; x_3'', \; x'''_3 \ldots\ldots \text{ для } x_3 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \end{array}$$

Среднія ариѳметическія, или другаго рода *среднія*, какія признаны будутъ наивыгоднѣйшими, выведенныя изъ этихъ системъ величинъ, оказались бы, вообще говоря, точнѣе, чѣмъ первоначальныя наши опредѣленія $x_1, x_2, x_3 \ldots\ldots$, предполагая однакожъ, что въ разсматриваемые 1861, 1860, 1859.... годы не было въ Россіи никакихъ ненормальныхъ проявленій смертности.

Ясно также, что съ каждымъ позднѣйшимъ пятилѣтіемъ, слѣдующимъ за періодомъ 1857 — 1862 г., именно съ пятилѣтіями 1862 — 1867 г., 1867 — 1872 г. и такъ далѣе, представилась бы возможность выводить изъ относящихся къ нимъ данныхъ новыя *основныя числа* для возрастовъ 65—70 л., 70—75 л....., и такимъ образомъ рядъ

$$x_1, \; x_2, \; x_3 \ldots\ldots \text{ до } x_{13}$$

послѣдовательно дополнять числами

$$x_{14}, \; x_{15}, \; x_{16} \ldots\ldots \text{ до } x_{20}.$$

Все сказанное равно относится и къ таблицамъ для женскаго пола.

Съ другой стороны, къ уточненію таблицы смертности для муж. пола послужило бы и уменьшеніе поправокъ, требуемыхъ смертностію въ военномъ населеніи (§§ 16 и 17), и которыя введены мною для *восьми основныхъ чиселъ*

$$x_4, \; x_5, \; x_6 \ldots\ldots \text{ до } x_{12}.$$

Не безъ нѣкотораго основанія могутъ замѣтить мнѣ, что я усплывалъ, болѣе чѣмъ слѣдовало, невыгоду условій жизненности въ войскѣ; но къ этому побуждало меня желаніе утвердить на возможно-прочномъ основаніи главное мое *положеніе* — о несостоятельности общепринятаго мнѣнія относительно исключительныхъ условій смертности въ Россіи.

Кромѣ того, для уточненія, впрочемъ весьма немногихъ, основныхъ чиселъ, можно было бы принять въ расчетъ, какъ подробно объяснено въ § 14, то незначительное уменьшеніе, которому подлежатъ они вслѣдствіе пропуска въ общей вѣдомости итоговъ родившихся въ нѣкоторыхъ епархіяхъ за извѣстные годы. Равнымъ образомъ, если бы найдено было возможнымъ собрать достаточно удовлетворительныя свѣдѣнія о числѣ рожденій грекоуніатовъ за годы предшествовавшіе ихъ возсоединенію съ православною церковію (въ 1839 году), то такого рода данныя послужили бы къ нѣкоторому, хотя и весьма слабому, пониженію нашихъ основныхъ чиселъ, начиная съ 23-хъ лѣтняго возраста (§ 12). Противъ указаній измѣненныхъ такимъ образомъ таблицъ могли бы быть приведены соотвѣтственныя возрастамъ цифры, опредѣляющія продолжительность какъ *вѣроятной*, такъ и *средней жизни*, и другія показанія, относящіяся къ вопросамъ о вѣроятностяхъ жизни человѣческой.

Наконецъ можетъ быть было бы полезно вычислить *основныя числа* отдѣльно для каждой епархіи. Полученные такимъ образомъ результаты дали бы возможность сличить между собой разныя мѣстности относительно бо̀льшей или мѐньшей степени смертности ихъ населенія, и составить потомъ изъ разныхъ епархій отдѣльныя группы *слабѣйшей*, *средней* и *усиленной смертности*. Такъ Демонферранъ, въ упомянутомъ у насъ на стр. 64 мемуарѣ, сгруппировалъ департаменты Франціи, и составилъ *три класса* (*classes*), по порядку соотвѣтствующіе *слабѣйшей*, *средней* и *усиленной смертности*; кромѣ того, каждый классъ онъ подраздѣлилъ еще на *два разряда* (*sections*). Таблицы смертности

Демонферрана для Франціи, выражающія *среднюю* ея смертность, помѣщены у насъ въ Приложеніяхъ (Таблица VIII-ая).

Считаю излишнимъ входить въ дальнѣйшія подробности относительно возможнаго въ настоящее время улучшенія таблицъ, вычисленныхъ въ настоящемъ Опытѣ; во всякомъ случаѣ несомнѣнно, что, для бо̀льшаго успѣха подобныхъ исправленій, своевременнѣе было бы приступить къ нимъ лишь тогда, когда наши статистическія данныя, по числу ихъ и, главное, по точности, будутъ болѣе соотвѣтствовать требованіямъ науки. Тогда только наши таблицы станутъ на ряду съ лучшими иностранными, также весьма малочисленными. Повторяю, *вѣрность* статистическихъ данныхъ въ разсматриваемомъ вопросѣ составляетъ главное условіе. Для того, чтобы наши таблицы смертности могли достигнуть возможной точности, необходимы, кромѣ собираемыхъ у насъ данныхъ, между прочимъ еще слѣдующія свѣдѣнія:

1) Возможно-подробныя указанія возрастовъ умирающихъ младенцевъ муж. и женск. пола по крайней мѣрѣ до 1-го года, преимущественно для сельскихъ жителей, и притомъ для значительныхъ массъ населенія, въ разныхъ мѣстностяхъ Россійской Имперіи. Подраздѣленія 1-го года могли бы быть *четыре* слѣдующія: число умирающихъ новорожденныхъ въ теченіе перваго мѣсяца; далѣе, отъ 1-го мѣс. до 3-хъ мѣс.; отъ 3-хъ мѣс. до 6-ти мѣс. и отъ 6-ти мѣс. до 1-го года. Въ нѣкоторыхъ европейскихъ государствахъ собираются подобныя данныя еще болѣе дробныя.

2) Возможно-полныя свѣдѣнія о числѣ мертворожденныхъ, также о числѣ двойней, тройней, съ означеніемъ ихъ пола, и о числѣ младенцевъ, умершихъ до крещенія.

3) Итоги законно и незаконнорожденныхъ младенцевъ, особо для каждаго пола.

4) Свѣдѣнія о числѣ заключенныхъ браковъ между холостыми и дѣвицами, холостыми и вдовами, вдовцами и дѣвицами, наконецъ вдовцами и вдовами, съ обозначеніемъ ихъ воз-

растовъ; въ послѣднемъ отношеніи было бы удобно, по примѣру Пруссіи и Бельгіи, принять *четыре* раздѣленія, именно: отъ ранняго возраста до 30-ти лѣтъ; отъ 30-ти до 45-ти лѣтъ; отъ 45-ти до 60-ти лѣтъ, и наконецъ свыше 60-ти лѣтъ. Такія свѣдѣнія были бы очень полезны между прочимъ для составленія *спеціальныхъ* таблицъ смертности, руководящихъ при расчетахъ по застрахованію пожизненныхъ доходовъ, по операціямъ эмеритальныхъ кассъ и проч.

5) Годовыя показанія о возрастахъ умершихъ для каждаго пола отдѣльно.

6) Подобныя вышеприведеннымъ, возможно-обстоятельныя свѣдѣнія о лицахъ военнаго званія, преимущественно муж. пола, а равно показанія о числѣ годовыхъ рожденій для каждаго пола отдѣльно.

7) Такія же свѣдѣнія объ иновѣрческихъ жителяхъ Имперіи, какъ и о православныхъ.

Въ этихъ указаніяхъ мы въ особенности имѣли въ виду *таблицы смертности*. Что же касается до *таблицъ народонаселенія*, понимаемыхъ въ обширномъ ихъ значеніи, то для нихъ нужны еще многія другія данныя. Весьма полезнымъ въ этомъ отношеніи указателемъ можетъ служить новое примѣчательное сочиненіе *о международной статистикѣ*, о которомъ говорено у насъ въ § 41; трудъ этотъ, составившійся при содѣйствіи многихъ европейскихъ статистиковъ, имѣетъ предметомъ своимъ именно изслѣдованія, относящіяся къ *народонаселенію*.

ПРИЛОЖЕНІЯ.

ИНТЕРПОЛИРОВАНІЕ ТАБЛИЦЪ СМЕРТНОСТИ.

Въ § 21 было уже замѣчено, что хотя публикуемыя ежегодно отъ Святѣйшаго Сѵнода вѣдомости о числѣ умершихъ лицъ православнаго исповѣданія не заключаютъ въ себѣ показаній объ ихъ возрастѣ *погодно*, а только для послѣдовательныхъ *пятилѣтнихъ возрастныхъ періодовъ*

0 — 5 л., 5 — 10 л., 10 — 15 л. и т. д.,

однакожъ представляется возможность, посредствомъ особенныхъ аналитическихъ пріемовъ, приблизительно распредѣлить эти итоги умершихъ *по годамъ*, и, такъ сказать, теоретически восполнить недостатокъ прямыхъ наблюденій. Рѣшеніе этого любопытнаго вопроса, какъ показано будетъ ниже, мы основали на *началѣ большихъ чиселъ* и на *теоріи наивыгоднѣйшихъ результатовъ наблюденій.*

Для совершенной ясности дальнѣйшаго изложенія представимъ сперва перечень какъ условій задачи, такъ и имѣющихся данныхъ для ея разрѣшенія.

Положимъ, что рѣчь идетъ объ *интерполированіи таблицы смертности для муж. пола правосл. исповѣд.*, приведенной на стр. 66. Послѣдній столбецъ этой таблицы заключаетъ въ себѣ рядъ указаній

593, 556, 538 и т. д.,

которыя соотвѣтственно изображаютъ итоги доживающихъ, изъ числа 1 000 новорожденныхъ, до возрастовъ

5 лѣтъ, 10 л., 15 л. и т. д.

Для опредѣленія итоговъ доживающихъ до *промежуточныхъ* возрастовъ

1 годъ, 2 г., 3 г., 4 г.; 6 лѣтъ, 7 л., 8 л., 9 л.; и т. д.,

должно, за неимѣніемъ прямыхъ наблюденій, прибѣгнуть къ *интерполяціи*, то есть къ пріему, служащему для включенія между двумя числами нѣсколькихъ другихъ, подчиненныхъ, на сколько это возможно, общему закону измѣненія съ крайними и съ другими окружающими ихъ данными числами. Численное рѣшеніе этого самаго вопроса было основано, въ § 21, на условіи *пропорціональности* между нашими промежуточными числами и однородными съ ними указаніями таблицы смертности Вартентина.

Въ этой Запискѣ я намѣренъ показать, что вопросъ можетъ быть рѣшенъ, помощію математическихъ пріемовъ, при употребленіи однѣхъ данныхъ, ежегодно публикуемыхъ отъ Св. Сунода; данныя эти: 1) *годовые итоги рожденій*, и 2) *годовые итоги умершихъ, распредѣленныхъ по пятилѣтнимъ возрастнымъ періодамъ*.

Прежде чѣмъ приступлю къ аналитическому рѣшенію занимающаго насъ вопроса, считаю неизлишнимъ показать *a priori*, что онъ принадлежитъ къ числу *опредѣленныхъ*. Съ этою цѣлію упростимъ нѣсколько условія задачи: положимъ, что намъ даны, за два смежые года, итоги умершихъ младенцевъ не до 5-ти лѣтъ, а до 2-хъ лѣтняго возраста. Изъ сближенія этихъ итоговъ съ соотвѣтственными имъ числами рожденій, можно удостовѣриться, безъ всякаго вычисленія, что въ возрастѣ отъ 0 до 1-го года умирающихъ младенцевъ бываетъ болѣе, чѣмъ отъ 1-го года до 2-хъ лѣтъ.

Для полной вразумительности предлагаемъ численный примѣръ, располагая относящіяся къ нему данныя въ видѣ таблицы, которую, вслѣдъ за тѣмъ, и объяснимъ подробно.

Годы.	1862	1863	1864	1865
Числа рожденій.	2 000	400	800	1 000
Умершихъ отъ 0 до 1-го года...	.....	.....	150	225
Умершихъ отъ 1 г. до 2-хъ лѣтъ	.....	.....	60	30
Итого	.....	.....	210	255

Въ этомъ примѣрѣ, нарочно подготовленномъ для бо̀льшей наглядности, мы предположили, что въ одной и той же мѣстности принято въ разсмотрѣніе, на удачу, 2 000 новорожденныхъ въ 1862 году, 400 въ 1863 г., 800 въ 1864 г. и 1000 въ 1865 г. За всѣми этими новорожденными слѣдимъ въ продолженіе сказанныхъ четырехъ лѣтъ, а въ послѣдніе два года, 1864-ый и 1865-ый, записываемъ умершихъ, но только не старше 2-хъ лѣтъ. Положимъ, что такимъ образомъ получили цифры 210 за 1864 г. и 255 за 1865-ый годъ, которыя, вмѣстѣ съ итогами рожденій 2 000, 400, 800 и 1 000, изображаютъ данныя вопроса.

Собственно же для составленія примѣра, эти двѣ цифры найдены такъ: предположено, что изъ полнаго числа новорожденныхъ *четвертая доля* умираетъ въ теченіе перваго года, а *двадцатая доля* въ возрастѣ отъ 1-го г. до 2-хъ лѣтъ, что̀ согласно, приблизительно, и съ дѣйствительностію. Если при такихъ условіяхъ, число рожденій, обусловливающее число умершихъ въ данномъ году, станемъ опредѣлять придерживаясь пріема *среднихъ ариѳметическихъ величинъ*, какъ показано въ § 13 (Отдѣлъ I), то окажется, что число умершихъ въ 1865 г. дѣтей до 2-хъ лѣтняго возраста будетъ:

отъ 0 до 1 года . . . . . $\frac{1}{4} \cdot \frac{1\,000 + 800}{2} = 225$

отъ 1 г. до 2 лѣтъ . . . $\frac{1}{20} \cdot \frac{800 + 400}{2} = 30$

Итого 255,

а въ 1864 году:

отъ 0 до 1 года . . . . . $\frac{1}{4} \cdot \frac{800 + 400}{2} = 150$

отъ 1 г. до 2 лѣтъ . . . $\frac{1}{20} \cdot \frac{400 + 2\,000}{2} = 60$

Итого 210,

какъ уже сказано выше.

Легко показать теперь, что изъ сближенія разсматриваемыхъ цифръ рожденій 2 000, 400, 800 и 1 000 за годы 1862, 1863, 1864 и 1865 съ итогами 210 и 255 умершихъ до 2-хъ лѣтняго возраста дѣтей въ послѣдніе два года, 1864-ый и 1865-ый, можно прямо заключить о бо̀льшей смертности младенцевъ въ теченіе *перваго* года ихъ жизни сравнительно со *вторымъ*. Дѣйствительно, сто̀итъ только сообразить, что общая цифра 255 умершихъ въ 1865 году дѣтей до 2-хъ лѣтняго возраста обусловливается частными итогами рожденій

въ 1863 г.	400
» 1864 »	800
» 1865 »	1 000
Общій итогъ	2 200,

а подобная ей цифра 210, относящаяся къ умершимъ въ 1864 году, частными итогами

въ 1862 г.	2 000
» 1863 »	400
» 1864 »	800
Общій итогъ	3 200.

Изъ сличенія, съ одной стороны, числа рожденій 2 200 съ числомъ умершихъ 255, а съ другой, числа рожденій 3 200 съ числомъ умершихъ 210, прямо видимъ, что *бо̀льшей* изъ двухъ цифръ умершихъ, именно 255, соотвѣтствуетъ *мѐньшій* общій итогъ рожденій 2 200, тогда какъ *мѐньшей* изъ нихъ, именно 210, соотвѣтствуетъ *бо̀льшій* общій итогъ рожденій 3 200.

Далѣе, принявъ во вниманіе, что въ 1865 году цифра рожденій 1000 превышала однородную съ нею цифру 800 за 1864 г., и не теряя притомъ изъ виду замѣченнаго сейчасъ перевѣса итога умершихъ въ 1865 г. предъ подобнымъ же итогомъ за 1864 г., мы непосредственно заключимъ о болѣе успленной смертности младенцевъ въ теченіе *перваго* года ихъ жизни.

И такъ, простое сужденіе, вытекающее изъ сближенія численныхъ данныхъ, привело насъ къ удостовѣренію въ существованіи факта, дознаннаго вездѣ непосредственными наблюденіями. Что же касается до точной *мѣры* замѣченнаго перевѣса, то для ея опредѣленія должно обратиться къ пособію математическаго анализа.

Такъ, въ настоящемъ случаѣ, мы поступимъ слѣдующимъ образомъ: пусть будетъ ρ_1 дробь, означающая ту долю разсматриваемаго числа новорожденныхъ, которые умираютъ въ теченіе 1-го года, а ρ_2 подобную долю, относящуюся къ промежутку отъ 1-го г. до 2-хъ лѣтъ. Такъ какъ *среднія ариѳметическія*

$$\frac{1\,000 + 800}{2} = 900, \qquad \frac{800 + 400}{2} = 600$$

соотвѣтственно изображаютъ числа рожденій, обусловливающія въ 1865 году итоги умершихъ дѣтей въ возрастахъ отъ 0 до 1-го года и отъ 1-го года до 2-хъ лѣтъ, а

$$\frac{800 + 400}{2} = 600, \qquad \frac{400 + 2\,000}{2} = 1\,200$$

подобныя числа относительно 1864 года, то, по этимъ даннымъ, прямо составляемъ слѣдующія два уравненія первой степени съ двумя неизвѣстными:

$$900\rho_1 + 600\rho_2 = 255$$
$$600\rho_1 + 1\,200\rho_2 = 210.$$

Рѣшая эти уравненія, получимъ

$$\rho_1 = \frac{1}{4}, \qquad \rho_2 = \frac{1}{20},$$

то есть тѣ самыя значенія, которыя мы употребили выше.

Въ этомъ численномъ примѣрѣ рѣзко обозначился перевѣсъ смертности въ возрастѣ отъ 0 до 1-го г. предъ смертностію отъ 1 г. до 2 л., и потому именно, что мы задавались весьма различными между собою четырьмя числами рожденій 2 000, 400, 800 и 1 000. Въ дѣйствительности же, по причинѣ несравненно мéньшаго различія между относительными величинами подобныхъ итоговъ рожденій, не легко будетъ, безъ вычисленій, обнаружить такой перевѣсъ.

По свойству своему, дроби, изображенныя выше чрезъ ρ_1 и ρ_2, могутъ быть разсматриваемы какъ *вѣроятности* для новорожденнаго умереть въ теченіе извѣстнаго времени. Такъ, по смыслу вопроса, ρ_1 можно принять за вѣроятность, что новорожденный умретъ въ продолженіе *перваго* года, а ρ_2 за сложную вѣроятность, что новорожденный, достигнувъ *одного* года, умретъ въ возрастѣ отъ 1-го г. до 2-хъ лѣтъ. Понятно, что все, сказанное здѣсь о двулѣтнемъ промежуткѣ, равно распространяется на всякій другой періодъ, на-примѣръ на *пяти-лѣтній*. И такъ, въ виду занимающаго насъ вопроса, и удержавъ прежнія значенія для ρ_1 и ρ_2, введемъ три новыя вѣроятности ρ_3, ρ_4 и ρ_5; пусть ρ_3 изображаетъ сложную вѣроятность, что новорожденный, достигнувъ двухъ лѣтъ, умретъ на третьемъ году; ρ_4, что прожившъ три года, онъ умретъ на четвертомъ году, и, наконецъ, ρ_5, что доживъ до четырехъ лѣтъ, онъ умретъ на пятомъ году.

Сверхъ того для бо̀льшей опредѣлительности положимъ, что интерполированіе производится для таблицы смертности, составленной по пятилѣтіямъ для муж. пола правосл. исповѣданія на 1865-ый годъ, и что имѣемъ въ виду вычислить сперва четыре промежуточныя числа между возрастами

0 лѣтъ и 5 лѣтъ,

которымъ соотвѣтствуютъ указанія

1 000 рожденій и a_5 оставшихся въ живыхъ.

Пусть эти четыре включаемыя указанія, относящіяся къ возрастамъ

1 годъ, 2 г., 3 г., 4 г.,

будутъ по порядку

$$a_1,\ a_2,\ a_3,\ a_4,$$

а

$$\mu_1,\ \mu_2,\ \mu_3,\ \mu_4 \text{ и } \mu_5$$

числа умершихъ въ возрастахъ

0 — 1 г., 1 — 2 л., 2 — 3 л., 3 — 4 л., 4 — 5 л.

Вслѣдствіе *закона большихъ чиселъ*, вѣроятныя величины для μ_1, μ_2, μ_3, μ_4 и μ_5 изобразятся произведеніями соотвѣтственныхъ имъ вѣроятностей ρ_1, ρ_2, ρ_3, ρ_4 и ρ_5 на норму рожденій 1 000, такъ что

$$\begin{aligned}\mu_1 &= 1\,000\rho_1\\ \mu_2 &= 1\,000\rho_2\\ \mu_3 &= 1\,000\rho_3\\ \mu_4 &= 1\,000\rho_4\\ \mu_5 &= 1\,000\rho_5.\end{aligned}$$

Самыя же указанія a_1, a_2, a_3, a_4 опредѣлятся формулами:

$$\left.\begin{aligned}a_1 &= a_0 - \mu_1 = a_0 - 1000\rho_1\\ a_2 &= a_0 - \mu_1 - \mu_2 = a_0 - 1000(\rho_1 + \rho_2)\\ a_3 &= a_0 - \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 = a_0 - 1000(\rho_1 + \rho_2 + \rho_3)\\ a_4 &= a_0 - \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 - \mu_4 = a_0 - 1000(\rho_1 + \rho_2 + \rho_3 + \rho_4).\end{aligned}\right\} \quad (1)$$

Что касается до уравненія

$$\begin{aligned}a_5 &= a_0 - \mu_1 - \mu_2 - \mu_3 - \mu_4 - \mu_5 =\\ &= a_0 - 1000\,(\rho_1 + \rho_2 + \rho_3 + \rho_4 + \rho_5),\end{aligned}$$

то, по причинѣ извѣстнаго a_5, оно можетъ служить для оцѣнки степени точности найденныхъ численныхъ значеній для ρ_1, ρ_2, ρ_3, ρ_4 и ρ_5.

И такъ, вопросъ окончательно приведенъ къ опредѣленію вѣроятностей ρ_1, ρ_2, ρ_3, ρ_4 и ρ_5, чѣмъ теперь мы и займемся.

Пусть будутъ по порядку

$$n_{65},\ n_{64},\ n_{63},\ n_{62},\ n_{61}$$

итоги рожденій, соотвѣтственно обусловливающіе числа умершихъ въ 1865 г. младенцевъ въ возрастахъ

0 — 1 г., 1 — 2 л., 2 — 3 л., 3 — 4 л., 4 — 5 л.,

а m_{65} полный итогъ дѣтей, умершихъ въ томъ же 1865 году въ возрастѣ отъ 0 до 5-ти лѣтъ. Для избѣжанія сбивчивости, мы поставили подъ буквами n и m послѣднія двѣ цифры того года нынѣшняго столѣтія, къ которому относится число рожденій или умершихъ.

Примемъ теперь во вниманіе, что въ силу *закона большихъ чиселъ*, произведенія

$$n_{65}\rho_1,\quad n_{64}\rho_2,\quad n_{63}\rho_3,\quad n_{62}\rho_4,\quad n_{61}\rho_5$$

соотвѣтственно изобразятъ вѣроятные итоги умершихъ въ 1865 году дѣтей въ возрастахъ

0 — 1 г., 1 — 2 л., 2 — 3 л., 3 — 4 л., 4 — 5 л.,

а сумма

$$n_{65}\rho_1 + n_{64}\rho_2 + n_{63}\rho_3 + n_{62}\rho_4 + n_{61}\rho_5$$

выразитъ полный итогъ m_{65} дѣтей, умершихъ въ томъ же году въ возрастѣ отъ 0 до 5-ти лѣтъ. Такимъ образомъ прямо составится уравненіе

$$n_{65}\rho_1 + n_{64}\rho_2 + n_{63}\rho_3 + n_{62}\rho_4 + n_{61}\rho_5 = m_{65}. \ldots\ldots (2)$$

Величина m_{65} есть одна изъ данныхъ, ежегодно публикуемыхъ отъ Св. Сунода. Что касается до итоговъ рожденій n_{65}, n_{64}, n_{63}, n_{62}, n_{61}, то, на основаніи сказаннаго въ § 13, и удержавъ притомъ употребленное въ немъ знакоположеніе относительно числа рожденій, получимъ для *вѣроятныхъ цифръ рожденій*, соотвѣтственно обусловливающихъ итоги умершихъ въ 1865 г. дѣтей въ возрастахъ 0 — 1 г., 1 — 2 л., 2 — 3 л., 3 — 4 л. и 4 — 5 л., слѣдующія величины:

$$n_{65} = \frac{1}{2}[(1864) + (1865)]$$

$$n_{64} = \frac{1}{2}[(1863) + (1864)]$$

$$n_{63} = \frac{1}{2}[(1862) + (1863)]$$

$$n_{62} = \frac{1}{2}[(1861) + (1862)]$$

$$n_{61} = \frac{1}{2}[(1860) + (1861)].$$

Пріемъ, на основаніи котораго выведено уравненіе **(2)** для 1865 года, безъ всякаго измѣненія примѣняется къ составленію подобныхъ уравненій и для годовъ 1864, 1863, 1862..... Такъ, для 1864 года, получимъ

$$n_{64}\rho_1 + n_{63}\rho_2 + n_{62}\rho_3 + n_{61}\rho_4 + n_{60}\rho_5 = m_{64}, \quad \ldots\ldots (3)$$

разумѣя подъ m_{64} полное число умершихъ въ 1864 г. младенцевъ муж. пола правосл. исповѣд. въ возрастѣ отъ 0 до 5-ти лѣтъ, и допустивъ притомъ, что законы смертности для дѣтей были тѣ же самые въ 1864 г. какъ и въ 1865-мъ.

Если къ двумъ уравненіямъ **(2)** и **(3)** присовокупимъ три новыя, относящіяся къ годамъ: 1863, 1862 и 1861, то получимъ слѣдующія *пять* уравненій первой степени о *пяти* неизвѣстныхъ ρ_1, ρ_2, ρ_3, ρ_4 и ρ_5:

$$\left.\begin{aligned}
n_{65}\rho_1 + n_{64}\rho_2 + n_{63}\rho_3 + n_{62}\rho_4 + n_{61}\rho_5 &= m_{65}\\
n_{64}\rho_1 + n_{63}\rho_2 + n_{62}\rho_3 + n_{61}\rho_4 + n_{60}\rho_5 &= m_{64}\\
n_{63}\rho_1 + n_{62}\rho_2 + n_{61}\rho_3 + n_{60}\rho_4 + n_{59}\rho_5 &= m_{63}\\
n_{62}\rho_1 + n_{61}\rho_2 + n_{60}\rho_3 + n_{59}\rho_4 + n_{58}\rho_5 &= m_{62}\\
n_{61}\rho_1 + n_{60}\rho_2 + n_{59}\rho_3 + n_{58}\rho_4 + n_{57}\rho_5 &= m_{61}.
\end{aligned}\right\} \ldots\ldots (4)$$

Изъ этихъ уравненій, вообще, можно опредѣлить всѣ неизвѣстныя ρ_1, ρ_2, ρ_3, ρ_4 и ρ_5. Мы говоримъ *вообще*, имѣя въ виду предупредить возраженіе, что нѣкоторыя изъ этихъ равенствъ, въ исключительныхъ случаяхъ, могли бы быть слѣдствіями другихъ, или же противорѣчить одни другимъ. Такъ, на-примѣръ, еслибъ имѣли

$$\frac{n_{65}}{n_{64}} = \frac{n_{64}}{n_{63}} = \frac{n_{63}}{n_{62}} = \frac{n_{62}}{n_{61}} = \frac{n_{61}}{n_{60}},$$

то первое и второе изъ уравн. (4) были бы *равнозначащи* между собою, или *противорѣчили* бы одно другому, смотря по тому, состоится ли или нѣтъ равенство $m_{65} = m_{64}$. Подобные случаи *неопредѣленности*, или *невозможности*, по причинѣ значительности чиселъ n_{65}, n_{64}, n_{63} . . . . m_{65}, m_{64} . . . . ., совершенно невѣроятны, почему могутъ быть опущены безъ вниманія. Но существуетъ другое, болѣе важное неудобство, сопряженное съ употребленіемъ однихъ этихъ *пяти* уравненій. Рѣшеніе ихъ могло бы привести къ численнымъ значеніямъ неизвѣстныхъ ϱ_1, ϱ_2, ϱ_3, ϱ_4 и ϱ_5, ощутительнымъ образомъ разнствующихъ отъ тѣхъ величинъ, которыя дѣйствительно обусловливаются законами смертности въ разсматриваемыхъ возрастахъ. Нѣтъ даже причины считать невозможнымъ на практикѣ и тотъ случай, когда, для нѣкоторыхъ изъ опредѣляемыхъ непзвѣстныхъ, мы получили бы величины *отрицательныя*, что̀ было бы совершенно несовмѣстно съ сущностію вопроса. Причины такихъ возможныхъ уклоненій лежатъ въ нестрогой точности данныхъ n_{65}, n_{64}, n_{63}.... m_{65}, m_{64}...., а также и въ самыхъ измѣненіяхъ, которымъ могли подвергнуться условія смертности дѣтей въ теченіе пятилѣтняго періода 1860—1865 г. вслѣдствіе случайностей, не подлежащихъ никакой численной оцѣнкѣ.

Неудобство, о которомъ говоримъ, встрѣчается не въ одной нашей задачѣ: оно свойственно всѣмъ вопросамъ, рѣшаемымъ на основаніи данныхъ, получаемыхъ изъ наблюденій. Исчисленіе вѣроятностей доставляетъ способы для устраненія, въ извѣстной степени, представляющихся въ этомъ отношеніи затрудненій, чрезъ увеличеніе числа наблюденій и совокупленіе ихъ между собою наивыгоднѣйшимъ образомъ.

Такъ можно поступить и въ настоящемъ случаѣ, воспользовавшись извѣстными итогами рожденій и умершихъ за многіе годы, предшествовавшіе 1865-му. Дѣйствительно, присовокупивъ къ уравн. (5) значительное число подобныхъ же уравненій, именно

$$\left.\begin{array}{l} n_{60}\rho_1 + n_{59}\rho_2 + n_{58}\rho_3 + n_{57}\rho_4 + n_{56}\rho_5 = m_{60} \\ n_{59}\rho_1 + n_{58}\rho_2 + n_{57}\rho_3 + n_{56}\rho_4 + n_{55}\rho_5 = m_{59} \\ n_{58}\rho_1 + n_{57}\rho_2 + n_{56}\rho_3 + n_{55}\rho_4 + n_{54}\rho_5 = m_{58} \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \end{array}\right\} \ldots\ldots (5)$$

можно потомъ, на основаніи *способа наименьшихъ квадратовъ*, вывести *наивыгоднѣйшія значенія* пяти элементовъ ρ_1, ρ_2, ρ_3, ρ_4 и ρ_5. Далѣе, вычисливъ *вѣсы* этихъ опредѣленій, получимъ, по извѣстнымъ формуламъ, вѣроятности, что погрѣшности найденныхъ результатовъ заключаются между данными предѣлами, болѣе или менѣе тѣсными. Найдя такимъ образомъ *наивыгоднѣйшія величины* элементовъ ρ_1, ρ_2, ρ_3 и ρ_4, искомыя указанія a_1, a_2, a_3 и a_4 прямо опредѣлятся изъ формулъ **(1)**.

По значительности коэффиціентовъ, сопровождающихъ элементы условныхъ уравненій **(4)** и **(5)**, численныя выкладки, которыхъ потребуетъ примѣненіе *способа наименьшихъ квадратовъ*, будутъ весьма сложны.

Впрочемъ, можно замѣтить, что обозначенныя сейчасъ вычисленія значительно упростятся, когда нашему вопросу дадимъ нѣсколько иной видъ. Положимъ, что вмѣсто четырехъ промежуточныхъ указаній a_1, a_2, a_3 и a_4, ищемъ только первое изъ нихъ. Тогда, вмѣсто условныхъ уравненій **(4)** и **(5)** съ *пятью* неизвѣстными, получимъ подобныя уравненія, но лишь съ *двумя* элементами. Эти два элемента будутъ: прежняя вѣроятность ρ_1, что новорожденный умретъ въ теченіе перваго года, и новая вѣроятность, положимъ θ_1, что новорожденный, достигнувъ 1-го года, умретъ въ возрастѣ отъ 1-го года до 5-ти лѣтъ. Составивъ въ этомъ предположеніи рядъ условныхъ уравненій, и опредѣливъ по *способу наименьшихъ квадратовъ* элементы ρ_1 и θ_1, можно будетъ, на томъ же основаніи, получить второй рядъ подобныхъ уравненій съ двумя слѣдующими элементами: прежнимъ ρ_2 и новымъ θ_2, означающимъ вѣроятность, что новорожденный, доживъ до 2-хъ лѣтъ, умретъ въ возрастѣ отъ 2-хъ до 5-ти лѣтъ. Изъ совокупности условныхъ уравненій этого втораго ряда найдутся ρ_2 и θ_2.

Совершенно подобнымъ образомъ получатся *два* элемента ρ_3 и ρ_4; по извѣстнымъ же ρ_1, ρ_2, ρ_3 и ρ_4, прямо опредѣлится и пятый элементъ ρ_5.

Дальнѣйшее развитіе указаннаго сейчасъ упрощеннаго пріема, и сближеніе доставляемыхъ имъ результатовъ съ выводами изложеннаго выше способа, привели бы, по всей вѣроятности, къ заключеніямъ не безполезнымъ для будущихъ составителей таблицъ смертности.

Ясно, что все сказанное въ этой *Запискѣ* о включеніи указаній между 0 и 5-ью годами, непосредственно примѣняется и къ опредѣленію подобныхъ промежуточныхъ чиселъ между крайними годами всякаго другаго пятилѣтняго возрастнаго періода.

ДОПОЛНЕНІЕ КЪ §§ 14 и 19.

Въ §§ 14 и 19 Отдѣла I-го подробное разсмотрѣніе *возрастнаго періода отъ 45-ти до 50-ти лѣтъ для муж. пола въ Россіи*, привело насъ къ заключенію, что въ этомъ возрастѣ смертность бываетъ значительнѣе, чѣмъ въ два смежныя съ нимъ пятилѣтія: отъ 40-ка до 45-ти лѣтъ и отъ 50-ти до 55-ти лѣтъ. По этой причинѣ мы и признали сказанный возрастъ *критическимъ*.

Совершенно подобнымъ образомъ можно удостовѣриться въ томъ, что возрастъ отъ 50-ти до 55-ти лѣтъ, также для мужчинъ, въ противуположность періоду отъ 45 до 50 л., представляетъ условія выгодныя для жизненности, почему для мужескаго населенія Россіи онъ можетъ быть названъ *благопріятнымъ*. Въ подтвержденіе сказаннаго, выписываемъ изъ вѣдомостей итоги умершихъ муж. пола правосл. исповѣд. для трехъ возрастныхъ пятилѣтій 45 — 50 л., 50 — 55 л. и 55 — 60 л. съ 1853-го по 1862-ой годъ.

Годы.	Умершихъ въ возрастахъ:		
	отъ 45 до 50 л.	отъ 50 до 55 л.	отъ 55 до 60 л.
1853	33 659	33 233	35 793
1854	29 210	28 204	30 171
1855	39 761	37 608	40 701
1856	30 565	29 245	33 353
1857	25 537	25 395	29 705
1858	25 696	25 197	30 447
1859	24 609	24 266	28 529
1860	28 357	27 837	34 857
1861	26 986	26 671	32 666
1862	26 989	26 385	31 401

Сличеніе цифръ умершихъ, относящихся къ пятилѣтію 50—55 л., съ соотвѣтственными цифрами двухъ смежныхъ съ нимъ пятилѣтій 45—50 л. и 55—60 л., прямо обнаруживаетъ фактъ о мéньшей смертности въ періодѣ 50—55 л. Къ тому же результату приводитъ и таблица смертности на стр. 60. Изъ нея мы усматриваемъ, что изъ 10 000 новорожденныхъ муж. пола умираетъ

въ возрастѣ	отъ	45	до	50 л.	424	челов.
»	»	»	50	» 55 »	401	»
»	»	»	55	» 60 »	459	»

Среднее число 401, какъ видимъ, менѣе каждой изъ крайнихъ цифръ 424 и 459.

ТАБЛИЦА I.

Число родившихся и умершихъ въ Россійской Имперіи, мужескаго и женскаго пола, православнаго исповѣданія, съ 1796 по 1862 годъ.

Годы.	Мужескаго пола.		Женскаго пола.	
	Родилось.	Умерло.	Родилось.	Умерло.
1796	533 526	274 974	456 920	253 351
1797	531 015	275 583	460 900	254 807
1798	556 700	318 550	481 835	292 237
1799	578 028	335 870	502 410	312 150
1800	Не имѣется свѣдѣній.		Не имѣется свѣдѣній.	
1801	627 418	382 157	552 058	344 144
1802	690 985	353 283	603 486	335 151
1803	674 068	412 142	603 253	379 837
1804	715 354	409 137	642 933	380 681
1805	716 295	425 071	644 205	393 361
1806	711 601	441 643	634 564	403 870
1807	703 622	454 092	630 970	411 992
1808	703 748	465 552	630 382	426 100
1809	698 213	440 456	623 090	408 589
1810	722 049	465 139	652 857	438 844
1811	706 994	504 100	634 256	462 383
1812	663 741	503 185	600 650	469 972
1813	577 939	575 490	521 467	526 665
1814	643 388	447 561	584 689	390 261
1815	700 886	460 339	635 634	433 972
1816	768 958	419 082	722 742	410 783
1817	772 258	416 352	700 338	399 499
1818	765 421	448 821	697 424	439 274
1819	796 426	467 668	725 708	451 441
1820	827 729	467 683	742 670	449 997
1821	808 008	482 071	737 671	463 017
1822	806 137	494 842	733 851	482 411
1823	854 685	494 392	778 916	475 866
1824	861 485	473 481	784 739	458 820
1825	890 641	545 995	814 974	526 210
1826	857 467	606 881	787 554	587 756

Годы.	Мужескаго пола.		Женскаго пола.	
	Родилось.	Умерло.	Родилось.	Умерло.
1827	952 673	600 161	892 106	577 889
1828	920 449	607 233	850 897	587 324
1829	996 270	618 844	926 425	597 469
1830	951 690	682 609	892 576	654 532
1831	936 738	823 608	884 314	797 665
1832	992 663	615 956	932 442	594 691
1833	942 836	779 140	902 209	766 151
1834	978 877	651 730	928 801	635 176
1835	964 878	748 234	904 964	734 349
1836	1 047 030	687 464	999 578	677 336
1837	1 070 370	674 133	1 021 541	664 070
1838	1 112 846	783 816	1 050 858	770 564
1839	1 187 694	830 353	1 130 050	818 666
1840	1 020 363	855 471	980 119	836 261
1841	1 123 532	911 555	1 062 898	887 655
1842	1 093 084	916 067	1 045 394	906 676
1843	1 182 850	795 943	1 121 911	777 100
1844	1 227 223	781 170	1 167 480	766 519
1845	1 219 100	853 877	1 162 135	819 688
1846	1 178 396	887 516	1 127 035	851 821
1847	1 223 521	967 171	1 168 507	929 867
1848	1 282 263	1 426 681	1 225 815	1 413 673
1849	1 200 901	937 031	1 136 765	950 389
1850	1 289 782	926 478	1 227 819	880 046
1851	1 227 245	938 180	1 172 313	900 036
1852	1 276 055	884 762	1 215 345	854 343
1853	1 364 545	1 061 219	1 307 609	1 033 458
1854	1 308 375	978 326	1 249 515	929 423
1855	1 273 545	1 156 646	1 209 811	1 092 012
1856	1 230 887	992 724	1 175 068	930 685
1857	1 362 169	904 322	1 298 603	882 392
1858	1 412 205	978 566	1 343 823	947 304
1859	1 461 473	1 006 338	1 393 847	977 969
1860	1 424 998	1 091 446	1 365 896	1 067 322
1861	1 435 760	1 026 636	1 379 281	999 982
1862	1 505 952	981 961	1 448 695	955 858

ТАБЛИЦА II.

Число умершихъ въ Россійской Имперіи лицъ, мужескаго и женскаго пола, православнаго исповѣданія, за 1862 годъ.

Возрастъ.	Умерло.	
	Мужеск. пола.	Женск. пола.
Отъ 0 до 5 л.	583 091	529 844
5 — 10	47 684	45 824
10 — 15	22 706	21 791
15 — 20	20 916	21 583
20 — 25	20 886	22 874
25 — 30	20 993	25 025
30 — 35	20 926	25 293
35 — 40	23 908	28 143
40 — 45	24 826	26 394
45 — 50	26 989	28 252
50 — 55	26 385	28 748
55 — 60	31 401	35 822
60 — 65	30 734	34 293
65 — 70	27 266	29 566
70 — 75	20 478	21 504
75 — 80	14 567	14 506
80 — 85	9 231	8 692
85 — 90	5 186	4 479
90 — 95	2 376	2 147
95 — 100	1 133	891
Свыше 100	269	187

ТАБЛИЦА III.

Смертность мужескаго пола въ Россіи, вычисленная Карломъ Германомъ (см. его сочиненіе: *Статистическія изслѣдованія относительно Россійской Имперіи;* Часть I-ая, С. Петербургъ, 1819 г.).

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.
0	1 000	35	347,91	70	83,69
5	554,70	40	311,70	75	55,95
10	497,87	45	278,63	80	30,63
15	469,01	50	238,57	85	16,93
20	440,07	55	206,29	90	7,70
25	410,05	60	161,39	95	3,70
30	377,08	65	125,94	100	0,79

ТАБЛИЦА IV.

Смертность мужескаго пола въ Россіи, вычисленная профессоромъ Н. Зерновымъ (заимствована изъ рѣчи, произнесенной имъ 19 іюня 1843 года въ торжественномъ собраніи Императорскаго Московскаго Университета, *о теоріи вѣроятностей съ приложеніемъ преимущественно къ смертности и страхованію*).

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.
0	1 000 000	50	199 154	100	1 011
5	459 238	55	168 951	105	371
10	405 524	60	136 938	110	206
15	380 852	65	102 355	115	110
20	356 950	70	72 724	120	56
25	331 571	75	46 208	125	18
30	306 445	80	27 758	130	9
35	282 179	85	14 330	135	4
40	255 163	90	7 151	140	2
45	228 219	95	3 169	145	1

ТАБЛИЦА V.

Смертность мужескаго пола въ Россіи, вычисленная Г. Бруномъ (см. его *Руководство къ политической ариѳметикѣ*; Одесса, 1845 г.).

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.
0	1 000	25	330	50	200	75	45
1	681	26	325	51	194	76	41
2	566	27	320	52	188	77	37
3	509	28	315	53	182	78	33
4	478	29	310	54	176	79	30
5	460	30	305	55	170	80	27
6	446	31	300	56	164	81	24
7	434	32	295	57	158	82	21
8	423	33	290	58	151	83	18
9	414	34	285	59	144	84	16
10	406	35	280	60	137	85	14
11	400	36	275	61	130	86	12
12	395	37	270	62	123	87	10
13	390	38	265	63	116	88	9
14	385	39	260	64	109	89	8
15	380	40	255	65	102	90	7
16	375	41	250	66	96	91	6
17	370	42	245	67	90	92	5
18	365	43	240	68	84	93	4
19	360	44	235	69	78	94	3
20	355	45	230	70	72	95	2
21	350	46	224	71	66	96	1
22	345	47	218	72	60	97	0
23	340	48	212	73	55		
24	335	49	206	74	50		

ТАБЛИЦА VI.

Смертность въ Германіи, для обоего пола, по Зюсмильху и Бауману (см. 4-ое изданіе, 1775 года, извѣстнаго сочиненія Зюсмильха: *Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts, aus der Geburt, der Fortpflanzung und dem Tode desselben erwiesen*).

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Умершихъ.
0	1 000		25	466	25	50	300	39	75	69	43
1	750		26	461		51	291		76	62	
2	661		27	456		52	282		77	55	
3	618		28	451		53	273		78	49	
4	593		29	445		54	264		79	43	
5	579	421	30	439	27	55	255	45	80	37	32
6	567		31	433		56	246		81	32	
7	556		32	427		57	237		82	28	
8	547		33	421		58	228		83	24	
9	539		34	415		59	219		84	20	
10	532	47	35	409	30	60	210	45	85	17	20
11	527		36	402		61	201		86	14	
12	523		37	395		62	192		87	12	
13	519		38	388		63	182		88	10	
14	515		39	381		64	172		89	8	
15	511	21	40	374	35	65	162	48	90	6	11
16	507		41	367		66	152		91	5	
17	503		42	360		67	142		92	4	
18	499		43	353		68	132		93	3	
19	495		44	346		69	122		94	2	
20	491	20	45	339	35	70	112	50	95	1	5
21	486		46	332		71	103		96	0	1
22	481		47	324		72	94				
23	476		48	316		73	85				
24	471		49	308		74	77				

ТАБЛИЦА VII.

Смертность во Франціи, для обоего пола, вычисленная Дювилларомъ (смот. изданное имъ сочиненіе: *Analyse de l'influence de la petite vérole sur la mortalité*, 1806 г.). Эта самая таблица помѣщается ежегодно въ *Annuaire du Bureau des longitudes*.

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.
0	1 000 000	28	451 635	56	248 782	84	15 175
1	767 525	29	444 932	57	240 214	85	11 886
2	671 834	30	438 183	58	231 488	86	9 224
3	624 668	31	431 398	59	222 605	87	7 165
4	598 713	32	424 583	60	213 567	88	5 670
5	583 151	33	417 744	61	204 380	89	4 686
6	573 025	34	410 886	62	195 054	90	3 830
7	565 838	35	404 012	63	185 600	91	3 093
8	560 245	36	397 123	64	176 035	92	2 466
9	555 486	37	390 219	65	166 377	93	1 938
10	551 122	38	383 300	66	156 651	94	1 499
11	546 888	39	376 363	67	146 882	95	1 140
12	542 630	40	369 404	68	137 102	96	850
13	538 255	41	362 419	69	127 347	97	621
14	533 711	42	355 400	70	117 656	98	442
15	528 969	43	348 342	71	108 070	99	307
16	524 020	44	341 235	72	98 637	100	207
17	518 863	45	334 072	73	89 404	101	135
18	513 502	46	326 843	74	80 423	102	84
19	507 949	47	319 539	75	71 745	103	51
20	502 216	48	312 148	76	63 424	104	29
21	496 317	49	304 662	77	55 511	105	16
22	490 267	50	297 070	78	48 057	106	8
23	484 083	51	289 361	79	41 107	107	4
24	477 777	52	281 527	80	34 705	108	2
25	471 366	53	273 560	81	28 886	109	1
26	464 863	54	265 450	82	23 680	110	0
27	458 282	55	257 193	83	19 106		

ТАБЛИЦА VIII.

Смертность во Франціи, для каждаго пола отдѣльно, вычисленная Ф. Демонферраномъ; см. въ *Journal de l'École Royale polytechnique* (Tome XVI, 26ème Cahier, 1838), статью: *Essai sur les lois de la Population et de la Mortalité en France.*

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	
	Муж. пола.	Женск. пола.		Муж. пола.	Женск. пола.
0	10 000	10 000	22	6 087	6 409
1	8 236	8 473	23	6 015	6 352
2	7 706	7 952	24	5 941	6 293
3	7 413	7 662	25	5 867	6 236
4	7 220	7 469	26	5 800	6 179
5	7 075	7 331	27	5 744	6 123
6	6 962	7 221	28	5 692	6 068
7	6 872	7 113	29	5 646	6 012
8	6 796	7 055	30	5 597	5 956
9	6 731	6 993	31	5 549	5 900
10	6 676	6 940	32	5 501	5 839
11	6 621	6 895	33	5 454	5 781
12	6 582	6 857	34	5 406	5 722
13	6 545	6 815	35	5 358	5 663
14	6 511	6 787	36	5 290	5 603
15	6 475	6 743	37	5 242	5 543
16	6 436	6 700	38	5 195	5 482
17	6 393	6 655	39	5 147	5 422
18	6 347	6 611	40	5 097	5 360
19	6 299	6 565	41	5 047	5 297
20	6 245	6 518	42	4 996	5 234
21	6 188	6 467	43	4 940	5 170

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	
	Муж. пола.	Женск. пола.		Муж. пола.	Женск. пола.
44	4 881	5 104	73	1 815	1 832
45	4 820	5 038	74	1 644	1 656
46	4 758	4 971	75	1 477	1 482
47	4 694	4 903	76	1 304	1 316
48	4 630	4 833	77	1 150	1 161
49	4 564	4 763	78	1 011	1 018
50	4 492	4 691	79	880	890
51	4 426	4 618	80	760	772
52	4 352	4 544	81	651	660
53	4 269	4 460	82	548	552
54	4 186	4 370	83	446	451
55	4 101	4 276	84	358	364
56	4 015	4 180	85	285	273
57	3 926	4 085	86	225	231
58	3 838	3 982	87	178	182
59	3 745	3 879	88	138	142
60	3 646	3 761	89	108	109
61	3 535	3 643	90	84	84
62	3 407	3 511	91	64	64
63	3 274	3 373	92	49	49
64	3 140	3 229	93	36	36
65	3 002	3 083	94	27	27
66	2 864	2 934	95	19	19
67	2 723	2 784	96	13	13
68	2 582	2 633	97	8	8
69	2 439	2 481	98	4	4
70	2 293	2 325	99	2	2
71	2 142	2 169	100	1	1
72	1 981	2 002			

ТАБЛИЦА IX.

Смертность въ Швеціи, для каждаго пола отдѣльно, вычисленная извѣстнымъ Шведскимъ астрономомъ Варгентиномъ (*Записки Стокгольмской Академіи* за 1776 г.).

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	
	Муж. пола.	Женск. пола.		Муж. пола.	Женск. пола.
0	10 000	10 000	23	5 433	5 680
1	7 700	7 910	24	5 378	5 636
2	7 200	7 392	25	5 323	5 591
3	6 863	7 042	26	5 268	5 546
4	6 623	6 792	27	5 213	5 496
5	6 473	6 657	28	5 158	5 444
6	6 348	6 537	29	5 103	5 389
7	6 243	6 432	30	5 049	5 334
8	6 153	6 347	31	4 988	5 274
9	6 078	6 277	32	4 928	5 214
10	6 013	6 217	33	4 868	5 149
11	5 958	6 165	34	4 808	5 084
12	5 913	6 119	35	4 748	5 019
13	5 868	6 079	36	4 688	4 959
14	5 828	6 044	37	4 628	4 903
15	5 788	6 009	38	4 568	4 847
16	5 749	5 974	39	4 508	4 791
17	5 710	5 934	40	4 448	4 733
18	5 671	5 894	41	4 383	4 668
19	5 627	5 852	42	4 311	4 593
20	5 583	5 809	43	4 231	4 517
21	5 533	5 766	44	4 151	4 441
22	5 483	5 723	45	4 071	4 366

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	
	Муж. пола.	Женск. пола.		Муж. пола.	Женск. пола.
46	3 991	4 294	73	1 171	1 559
47	3 911	4 227	74	1 051	1 399
48	3 831	4 162	75	941	1 249
49	3 751	4 097	76	836	1 109
50	3 666	4 027	77	736	979
51	3 571	3 952	78	646	859
52	3 476	3 872	79	561	749
53	3 381	3 787	80	481	649
54	3 286	3 702	81	406	554
55	3 191	3 617	82	336	464
56	3 096	3 532	83	271	379
57	3 001	3 447	84	211	299
58	2 901	3 357	85	161	224
59	2 801	3 267	86	121	169
60	2 701	3 167	87	91	129
61	2 596	3 057	88	69	99
62	2 486	2 939	89	52	76
63	2 371	2 819	90	38	58
64	2 256	2 699	91	26	43
65	2 141	2 579	92	17	31
66	2 026	2 459	93	10	21
67	1 911	2 339	94	4	13
68	1 791	2 219	95	1	7
69	1 666	2 099	96	0	3
70	1 541	1 979	97		1
71	1 416	1 849	98		0
72	1 291	1 709			

ТАБЛИЦА X.

Смертность въ Бельгіи, вычисленныя Г-омъ Кетле, на 1856 г., для обоего пола и для каждаго пола отдѣльно (смот. *Bulletin de la Commission centrale de Statistique;* Bruxelles, 1860, Томъ VIII, стр. 475 и 476).

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.			Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		
	Обоего пола.	Муж. пола.	Женск. пола.		Обоего пола.	Муж. пола.	Женск. пола.
0	1,000	1 000	1 000	22	629	626	631
1	851	838	864	23	621	618	622
2	794	782	808	24	613	611	614
3	764	752	777	25	606	604	607
4	744	734	756	26	599	597	600
5	730	720	741	27	592	589	594
6	720	710	730	28	585	581	588
7	711	702	720	29	578	574	582
8	703	695	712	30	571	566	576
9	697	689	705	31	564	558	570
10	691	684	699	32	556	550	562
11	687	679	694	33	548	541	555
12	683	675	690	34	540	533	547
13	679	672	687	35	532	525	539
14	676	669	684	36	524	517	531
15	673	666	681	37	516	509	523
16	670	663	678	38	508	501	515
17	666	659	674	39	500	493	507
18	662	654	669	40	491	484	499
19	654	647	660	41	483	475	491
20	645	640	650	42	475	467	483
21	637	633	641	43	467	459	475

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.			Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.		
	Обоего пола.	Муж. пола.	Женск. пола.		Обоего пола.	Муж. пола.	Женск. пола.
44	459	451	467	73	154	139	170
45	451	443	459	74	139	125	154
46	443	435	451	75	124	111	137
47	434	426	442	76	111	99	123
48	425	418	433	77	99	88	110
49	417	410	424	78	88	78	98
50	409	403	415	79	78	69	87
51	401	396	406	80	68	60	76
52	393	389	397	81	59	52	66
53	385	382	389	82	51	45	57
54	377	374	381	83	43	38	48
55	369	366	373	84	36	32	41
56	361	358	365	85	30	26	35
57	353	349	358	86	25	21	29
58	345	340	351	87	20	17	24
59	337	330	344	88	16	13	19
60	328	319	337	89	12	10	15
61	318	307	329	90	9	7	11
62	307	294	321	91	6	5	8
63	295	280	311	92	5	4	6
64	283	265	301	93	4	3	5
65	270	250	290	94	3	2,4	3,7
66	257	235	279	95	2	1,7	2,4
67	243	220	267	96	1,3	1,1	1,5
68	229	205	253	97	0,8	0,6	1,0
69	215	192	238	98	0,5	0,4	0,6
70	200	179	221	99	0,3	0,2	0,4
71	185	166	204	100	0,2		
72	170	153	187				

ТАБЛИЦА XI.

Смертность въ Англіи, для обоего пола, вычисленная Д-омъ Фарромъ (W. Farr), начальникомъ Статистическаго Отдѣленія *(General Register Office)* въ Лондонѣ; см. между прочимъ въ *Dictionnaire de l'Économie politique*, de MM. Ch. Coquelin et Guillaumin (2 тома, 1852 — 1853 г.), статью: *Tables de mortalité.*

Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.	Лѣта.	Остающихся въ живыхъ.
0	1 000	26	627	52	451	78	121
1	854	27	621	53	443	79	107
2	801	28	615	54	436	80	94
3	774	29	609	55	428	81	81
4	755	30	603	56	415	82	70
5	742	31	597	57	410	83	59
6	731	32	591	58	401	84	49
7	723	33	584	59	391	85	40
8	716	34	578	60	380	86	32
9	711	35	572	61	369	87	26
10	706	36	565	62	357	88	20
11	702	37	558	63	345	89	15
12	698	38	552	64	332	90	11
13	695	39	545	65	318	91	8
14	691	40	538	66	304	92	6
15	686	41	531	67	290	93	4
16	681	42	525	68	276	94	3
17	676	43	517	69	261	95	2
18	671	44	510	70	245	96	1
19	666	45	503	71	230	97	0,7
20	660	46	496	72	214	98	0,4
21	655	47	488	73	198	99	0,2
22	650	48	481	74	182	100	0,2
23	644	49	474	75	167	101	0,1
24	639	50	466	76	151	102	0,1
25	633	51	459	77	136		

ТАБЛИЦА XII.

Составъ народонаселенія для каждаго возраста во Франціи на 34 860 387 жителей и 970 000 рожденій обоего пола. (Смот. *Annuaire du Bureau des longitudes* на 1865 г. и на многіе предшествовавшіе годы).

Возрастъ.	Народонаселеніе.	Возрастъ.	Народонаселеніе.	Возрастъ.	Народонаселеніе.
0— 1	855 310	33—34	495 465	66—67	203 159
1— 2	787 982	34—35	486 885	67—68	191 938
2— 3	750 144	35—36	478 421	68—69	180 394
3— 4	726 582	36—37	470 030	69—70	168 609
4— 5	711 951	37—38	461 685	70—71	156 739
5— 6	700 341	38—39	453 372	71—72	144 922
6— 7	690 946	39—40	445 086	72—73	133 152
7— 8	682 614	40—41	436 831	73—74	121 827
8— 9	675 193	41—42	428 614	74—75	110 618
9—10	668 583	42—43	420 401	75—76	99 815
10—11	662 782	43—44	412 266	76—77	89 416
11—12	657 687	44—45	404 142	77—78	79 271
12—13	652 998	45—46	396 039	78—79	69 505
13—14	648 466	46—47	387 947	79—80	60 027
14—15	643 960	47—48	379 861	80—81	50 962
15—16	639 363	48—49	371 678	81—82	42 584
16—17	634 450	49—50	363 300	82—83	35 049
17—18	629 089	50—51	354 735	83—84	28 429
18—19	623 384	51—52	346 024	84—85	22 723
19—20	617 382	52—53	337 222	85—86	17 929
20—21	611 000	53—54	328 338	86—87	13 944
21—22	603 833	54—55	319 362	87—88	10 740
22—23	595 649	55—56	310 249	88—89	8 390
23—24	586 667	56—57	301 229	89—90	6 646
24—25	577 234	57—58	292 172	90—91	5 140
25—26	567 811	58—59	283 078	91—92	3 840
26—27	558 480	59—60	273 947	92—93	2 790
27—28	549 203	60—61	264 679	93—94	2 015
28—29	540 140	61—62	255 128	94—95	1 415
29—30	530 960	62—63	245 242	95—96	895
30—31	521 918	63—64	235 074	96—97	556
31—32	512 984	64—65	224 679	97—98	306
32—33	504 168	65—66	214 057	98—99	150

ЗАМѢЧЕННЫЯ ОПЕЧАТКИ.

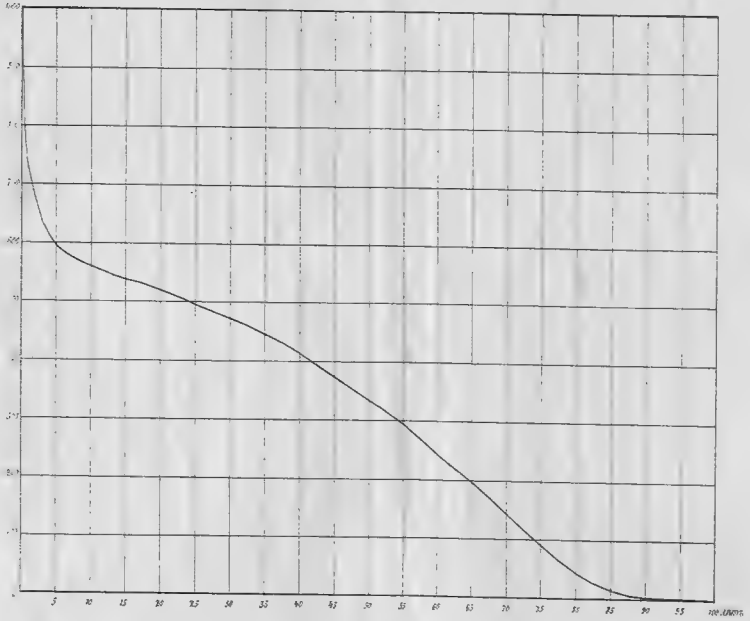
Страница:	*Строка:*	*Напечатано:*	*Должно быть:*
38 и 39		эпархія	епархія
70	3 *сверху*	$\mu_2 + 58$	$\mu_2 = 58.$
73	11 »	прескарѣлыхъ	престарѣлыхъ
88	12 »	$\omega_{14} = 410$	$x_{14} = 410$
150	8 »	основанныя	основанными

Листъ I.

КРИВАЯ СМЕРТНОСТИ ДЛЯ РОССІИ.

(мужск. пола. Правосл. исповѣд.)

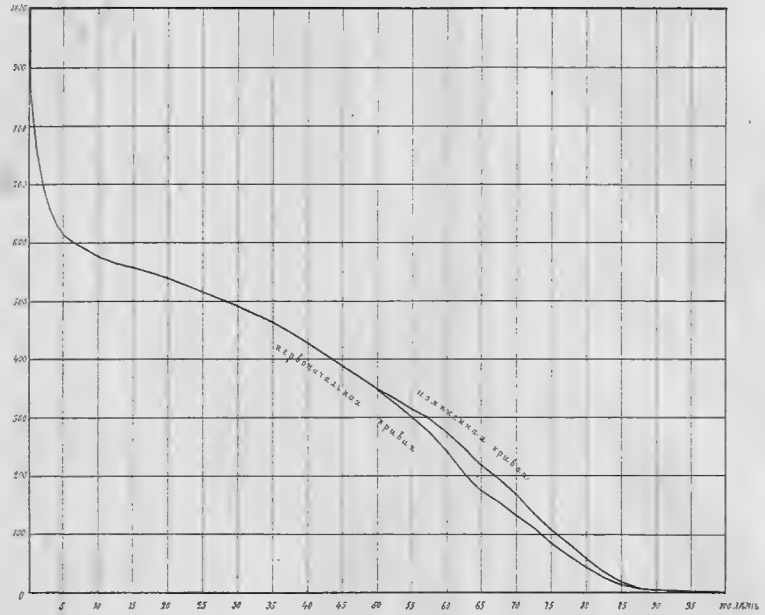
стр. 71



ДВѢ КРИВЫЯ СМЕРТНОСТИ ДЛЯ РОССІИ.

(женск. пола Правосл. исповѣд.)

стр. 86 и 88.

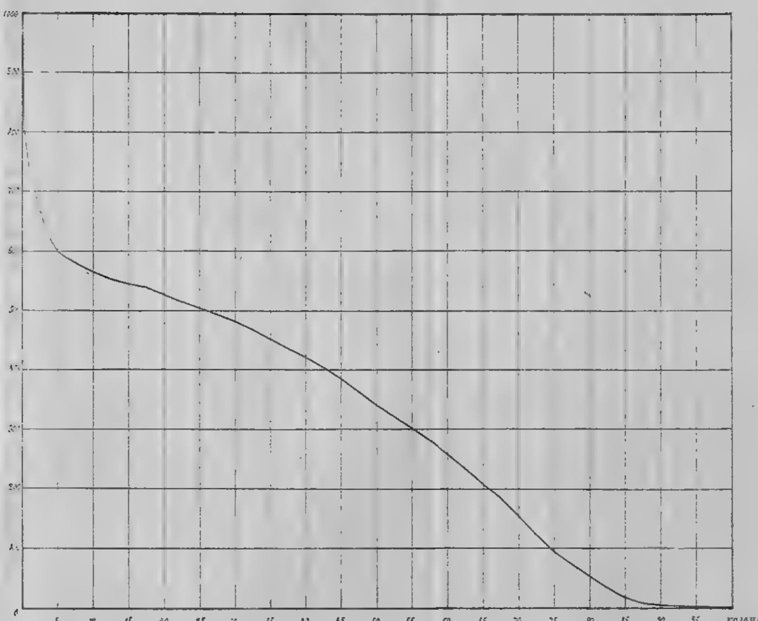


Листъ II.

КРИВАЯ СМЕРТНОСТИ ДЛЯ РОССІИ.

(обоего пола Правосл. исповѣд.)

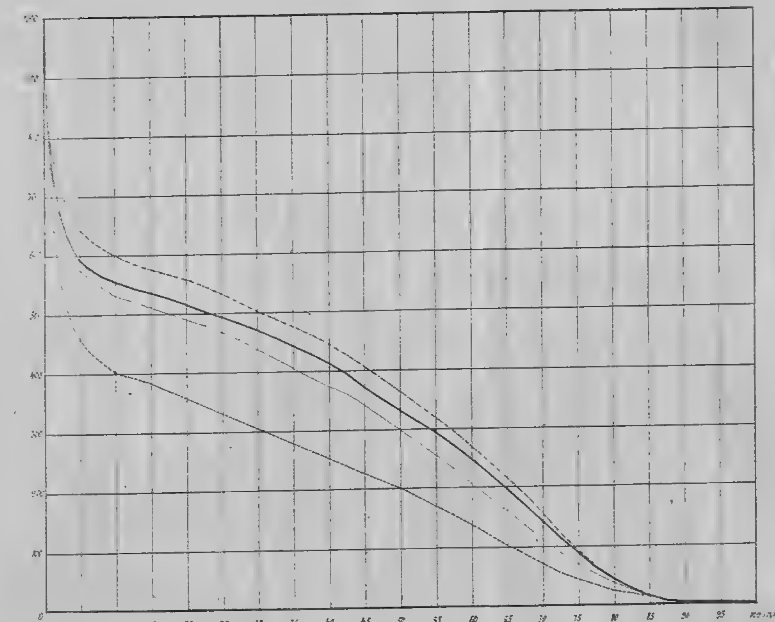
стр. 91.



ЧЕТЫРЕ КРИВЫЯ СМЕРТНОСТИ ДЛЯ СРАВНЕНІЯ.

Кривая смертн. Варгентина, стр. 19. — Кривая смертн. по Зюсмильху, стр. 106

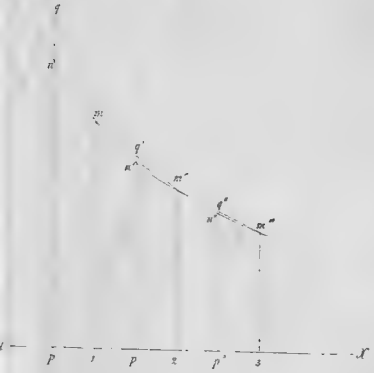
для Россіи по новой таблицѣ, стр. 71. — по Зерсбу и Брауну, стр. 125



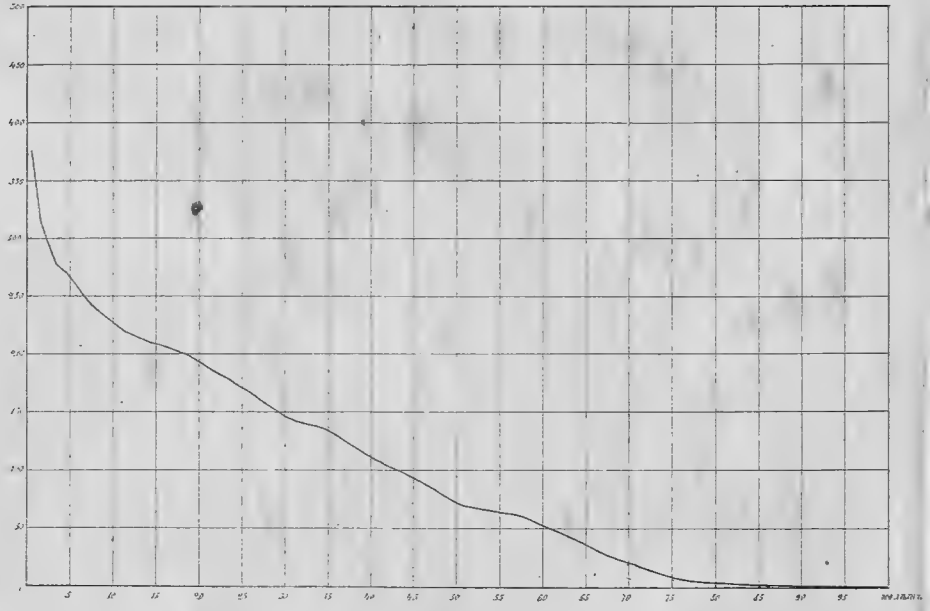
Листъ III.

Фиг 1.

стр. 95.



КРИВАЯ НАРОДОНАСЕЛЕНІЯ ДЛЯ РОССІИ.

(мужск. пола Правосл. исповѣд.)

стр 124.